

”Diagnose und Prognose konjunktureller Prozesse mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen, dargestellt am Beispiel der Bauwirtschaft”

INAUGURAL-DISSERTATION

zur

Erlangung der wirtschaftswissenschaftlichen Doktorwürde
des

Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften
der Philipps-Universität zu Marburg

vorgelegt von

Christiane Bald

Diplom-Volkswirt aus Siegen

Marburg

1980

"DIAGNOSE UND PROGNOSE KONJUNKTURELLER PROZESSE
MIT HILFE LINEAR-REKURSIVER FUNKTIONEN, DARGE-
STELLT AM BEISPIEL DER BAUWIRTSCHAFT"

INAUGURAL-DISSERTATION

zur

Erlangung der wirtschaftswissenschaftlichen

Doktorwürde

des

Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften

der Philipps-Universität zu Marburg

vorgelegt von

Christiane Bald

Diplom-Volkswirt aus Siegen

Marburg

1980



Als Dissertation vom Fachbereich

Wirtschaftswissenschaften

angenommen am: 5. Februar 1980

Berichterstatter: Prof. Dr. Wolfgang Förster

Mitberichterstatter: Prof. Dr. Adolf Wagner

Tag der mündlichen Prüfung: 12. Februar 1980



Digitized by the Internet Archive
in 2026

INHALTSVERZEICHNIS

	Seite
I. Einleitung	1
1. Der Konjunkturbegriff	1
2. Messung von Konjunkturschwankungen	2
3. Exkurs: Darstellung der Konjunkturanalyse des NBER	5
4. Konjunkturtheorien	8
II. Besonderheiten des Baumarktes	10
III. Bauwirtschaft und Konjunktur	12
1. Exkurs: Die Bedeutung des Zinssatzes auf dem Bau- und Wohnungsmarkt	16
IV. Regelungstheoretische Aspekte ökonomischer Prozesse	19
1. Darstellung von Input-Output-Strukturen dynamischer Systeme	20
1.1 Inputfunktionen - Antwortfunktionen	20
1.2 Das Übertragungsverhalten des Systems	22
V. Zeitreihenmodelle	24
VI. Angewandte Zeitreihenverfahren	26
1. Deterministische Methoden der Zeitreihenzerlegung	26
1.1 Bundesbankverfahren	26
1.2 Censusverfahren	27
1.3 Berliner-Verfahren	29
2. Stochastische Modelle ökonomischer Zeitreihen	30
2.1 Stochastische Prozesse	32
2.2 Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen	35
2.3 Anwendungsprobleme der Spektralanalyse bei ökonomischen Zeitreihen	37
VII. Möglichkeiten der Erweiterung der Basisfunktionen zur Approximation von Zeitreihen	42
1. Darstellung	45
2. Lösungsverfahren	46

	Seite
2.1 Erwartungstreue Filterschätzungen	48
2.2 Minimierung der Prognosevarianz	51
2.3 Vergleich der Prognosevarianz bei Polynomschätzungen und Schätzungen mittels linear-rekursiver Funktionen	52
2.4 Interpretation der Koeffizienten	54
3. Grundmodelle	56
4. Das Box-Jenkins-Verfahren im Vergleich mit der Approximation der Zeitreihenkomponenten mittels linear-rekursiver Funktionen	57
VIII. Statistisches Ausgangsmaterial	60
1. Bauberichterstattung - Bautätigkeitsstatistik	60
2. Untersuchte Baureihen	62
IX. Konjunkturpolitische Maßnahmen im Zeitraum von 1950-1976	63
X. Datierung von Wendepunkten der allgemeinen konjunkturellen Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland	65
XI. Spektralanalyse der Originalreihen der Bauwirtschaft	68
XII. Vorläufige Datierung von Wendepunkten der Bauwirtschaft	69
1. Darstellung der glatten Komponente durch ein Polynom 3. Grades	69
2. Approximation der glatten Komponente mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen 2-ter Ordnung	70
3. Datierung von Wendepunkten mit „Modell 1“	74
4. Approximation der glatten Komponente mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen 4-ter Ordnung	76
4.1 Vergleich der Anpassungsvarianzen	77
4.2 Festlegung der konjunkturellen Wendepunkte nach Modell 6 und Modell 7	79
4.3 Darstellung einzelner Baureihen	82
XIII. Interpretationsmöglichkeiten der Koeffizienten des Modells 6 und des Modells 7	87

	Seite
XIV. Modellschätzung mit Minimierung der Prognosevarianz	91
1. Modell 6 mit Minimierung der Prognosevarianz	92
2. Modell 7, mit Minimierung der Prognosevarianz	93
XV. Änderung des Stützbereiches	94
1. Verkürzung	94
2. Verlängerung	98
XVI. Endgültige Festlegung der konjunkturellen Wendepunkte der Bauwirtschaft	99
1. Bestimmung der Phasenlängen	101
2. Bestimmung der Amplituden	103
3. Bestimmung der Lead-Lag-Struktur	105
4. Isolierte Betrachtung der konjunkturellen Komponente	114
XVII. Probleme der Wirtschaftsprognose	116
1. Konjunkturprognose	119
2. Prognose mittels linear-rekursiver Funktionen	121
2.1 Extrapolation der glatten Komponente mit Modell 6	122
2.2 Beurteilung	126
2.3 Extrapolation der isolierten konjunkturellen Komponente	127
2.4 Modifizierter Ansatz einer kurzfristigen Prognose	133
XVIII. Zusammenfassung der Untersuchungsergebnisse	137
Anhang 1: Untersuchte Baureihen	150
Anhang 2: Glättung der Reihe der Arbeitslosen in Bauberufen	182
Anhang 3: Geschätzte Funktionen nach Modell 6	184
Literaturverzeichnis	189

VERZEICHNIS DER ABBILDUNGEN

Abbildung	Seite
1 : Untergliederung des Baugewerbes	12
2 : Regelkreis	19
3 : Transformation von Inputgrößen in Outputgrößen	21
4 : Einheitssprung eines linearen Übertragungssystems	23
5 : Spektraldichte der Baureihe 2	151
5a: Korrelogramm der Baureihe 2	152
6 : Spektraldichte der Baureihe 3	153
6a: Korrelogramm der Baureihe 3	154
7 : Spektraldichte der Baureihe 4	155
7a: Korrelogramm der Baureihe 4	156
8 : Spektraldichte der Baureihe 5	157
8a: Korrelogramm der Baureihe 5	158
9 : Spektraldichte der Baureihe 8	159
9a: Korrelogramm der Baureihe 8	160
10 : Spektraldichte der Baureihe 19	161
10a: Korrelogramm der Baureihe 19	162
11 : Spektraldichte der Baureihe 20	163
11a: Korrelogramm der Baureihe 20	164
12 : Spektraldichte der Baureihe 21	165
12a: Korrelogramm der Baureihe 21	166
13 : Baureihe 2 geglättet mit einem Polynom 3. Grades	167
14 : Baureihe 3 geglättet mit einem Polynom 3. Grades	167
15 : Baureihe 4 geglättet mit einem Polynom 3. Grades	168
16 : Baureihe 5 geglättet mit einem Polynom 3. Grades	168
17 : Baureihe 8 geglättet mit einem Polynom 3. Grades	169
18 : Baureihe 19 geglättet mit einem Polynom 3. Grades	169
19 : Baureihe 20 geglättet mit einem Polynom 3. Grades	170
20 : Baureihe 21 geglättet mit einem Polynom 3. Grades	170
21 : Vorjahresdifferenzen der Baureihe 2	171
22 : Restkomponente: Baureihe 2 (einschl. Konjunktur) nach Modell 2	172
23 : Glättung der Baureihe 2 mittels eines gleitenden 12- Monatsdurchschnitts, eines Polynoms 3. Grades und Modell 1	173
24 : Baureihe 2 geglättet mit Modell 6	174

			Seite
25:	Baureihe	3 geglättet mit Modell 6	175
26:	Baureihe	4 geglättet mit Modell 6	176
27:	Baureihe	5 geglättet mit Modell 6	177
28:	Baureihe	8 geglättet mit Modell 6	178
29:	Baureihe	19 geglättet mit Modell 6	179
30:	Baureihe	20 geglättet mit Modell 6	180
31:	Baureihe	21 geglättet mit Modell 6	181

VERZEICHNIS DER TABELLEN

Tabelle	Seite
1: Festlegung der Wendepunkte anhand der glatten Komponente (Polynom 3. Grades)	71
2: Phasenlänge [in Monaten]	72
3: Zyklenlänge [in Quartalen] „Modell 1“	73
4: Datierung der Wendepunkte nach „Modell 1“ (Quartalswerte)	75
5: Festlegung der Wendepunkte nach „Modell 6“ (Quartalswerte)	80
6: Festlegung der Wendepunkte nach „Modell 7“ (Quartalswerte)	81
7: Zyklenlänge [in Quartalen] „Modell 6 und 7“	81
8: Festlegung der Wendepunkte nach Modell 6 mit Minimierung der Prognosevarianz	95
9: Phasenlänge nach Modell 6 [in Quartalen]	104
10: Amplitudenbestimmung nach Modell 6	106
11: Lead-Lag-Strukturen [in Quartalen] Referenzreihe: Baureihe 2: Produktionsindex des Bauhauptgewerbes	112
12: Lead-Lag-Strukturen [in Quartalen] Referenzreihe: Baureihe 1: Index der industriellen Nettoproduktion	103
13: Prozentuale Abweichungen der Schätzwerte von den tatsächlichen Werten	128
14: Prozentuale Abweichungen der geschätzten Jahressummen von den tatsächlichen Jahressummen	131
15: Prozentuale Abweichungen der geschätzten Jahressummen von den tatsächlichen Jahressummen (modifiziertes Modell)	136
16: Restkomponente nach Modell 6	138
17: Schätzfunktionen für die Restkomponente des Modells 6 mit einem gleitenden Stützbereich von 4 Jahren	143

I. Einleitung

Im Mittelpunkt der Arbeit soll die Möglichkeit der Messung von Konjunkturschwankungen und die Bestimmung von Konjunkturzyklen und deren Prognose stehen. Als empirisches Anwendungsbeispiel soll die Bauwirtschaft herangezogen werden.

1. Der Konjunkturbegriff

Das NBER bezeichnet Konjunkturschwankungen als Schwankungen der gesamtwirtschaftlichen Aktivität in marktwirtschaftlich organisierten Volkswirtschaften¹⁾. D. h. es werden die Schwankungen einer volkswirtschaftlichen Größe, die länger als 1 Jahr und kürzer als 12 Jahre dauern, als Konjunkturschwankungen bezeichnet. In demselben Sinne äußert sich Haberler: "..., unter Konjunkturzyklus versteht man eine wellenartige Bewegung, die das Wirtschaftssystem als Ganzes umfaßt²⁾" und weiter unten: "Der Konjunkturzyklus im allgemeinen Sinn kann als ein Wechsel von Prosperitäts- und Depressionsperioden, von guter und schlechter Geschäftstätigkeit definiert werden³⁾."

Nach dem 2. Weltkrieg konnte man keine ausgeprägten Schwankungen in den gesamtwirtschaftlichen Aggregaten feststellen, absolute Rückschläge konnten nur sehr selten nachgewiesen werden. Insbesondere die fünfziger und frühen sechziger Jahre schienen einen andauernden Konjunkturaufschwung darzustellen. Die Theorie des gesamtwirtschaftlichen Wachstums trat immer mehr in den Vordergrund, und man interpretierte Konjunkturschwankungen als Zeiten zunehmender oder abnehmender Wachstumsraten⁴⁾. Die Wachstumsschwankungen des Bruttosozial-

1) A. E. Burns/W. C. Mitchell, Measuring Business Cycles, NBER, S.3, New York 1946.

2) G. Haberler, Prosperität und Depression, 2. Auflage, Tübingen 1955, S.247.

3) Ebenda, S.254.

4) Vgl. G. Tichy, Empirische und theoretische Überlegungen zur neuen Form der Konjunkturschwankungen, in: Wachstumszyklen, Hrsg. A. F. Ott, Schriften des Vereins für Sozialpolitik, NF Bd.71, Berlin 1973, S.131-156; G. Tichy, Konjunkturschwankungen, Berlin 1976, S.7 ff.; Adolf Wagner, Die Wachstumszyklen in der Bundesrepublik Deutschland, Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung Tübingen, Schriftenreihe Bd.21, Tübingen 1972, S.4,15,23.

zialprodukts wurden zum Nachweis der neuen konjunkturellen Schwankungen herangezogen. Die Deutsche Bundesbank und der Sachverständigenrat definieren konjunkturelle Schwankungen als Schwankungen des Auslastungsgrades des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials.

Teis interpretiert „zyklische Schwankungen im Entwicklungsprozeß des realen Bruttonationalprodukts“ als Konjunkturschwankungen. Er ist der Meinung, daß diese Definition die übliche Trennung von Konjunktur- und Wachstumsprozessen ausschließt, und daß die Möglichkeit besteht, den Trend als Schwingungsphänomen mit gegen unendlich konvergierender Periodenlänge aufzufassen¹⁾. Mit den obigen Ausführungen wird noch keine Aussage über die Meßbarkeit dieser Schwankungen gemacht.

2. Messung von Konjunkturschwankungen

Zur Isolierung der Konjunkturschwankungen werden unterschiedliche Konzepte angewandt. Man kann Konjunkturschwankungen als Abweichungen von einem Trend darstellen, d. h. man zerlegt eine Zeitreihe in unterschiedliche Schwankungskomponenten: Trend, Konjunktur, Saison und einer Restschwankung. Die Notwendigkeit der Vornahme einer Trendbereinigung entspricht dem Erscheinungsbild der Zeitreihen nach dem 2. Weltkrieg, welche mit Ausnahmen von 1967 und 1973/74 ein stetiges Wachstum aufweisen. Dies führt zur zweiten Möglichkeit der Messung von Konjunkturschwankungen, nämlich die Zunahme und Abnahme der Wachstumsraten als Maß für die Konjunkturschwankung heranzuziehen. I. Mintz formuliert daher in ihrer Untersuchung 2 Vorgehensweisen zur Trendbereinigung:

„Two methods are used in this study to cope with this problem. One is to adjust economic series for their long-run trends and to treat the deviations from these trends (deviation cycles) in the same fashion in which unadjusted data are treated in the analysis of classical cycles.

1) W. Teis, Ein Ansatz zur Quantifizierung internationaler Konjunkturphänomene, dargestellt anhand der wirtschaftlichen Entwicklung der EG-Staaten und deren Haupthandelspartner, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd.117, Meisenheim am Glan 1977, S.6.

The second approach treats the percentage rate of change from month to month, or quarter to quarter, rather than the series proper, as the basic object of analysis. This is similar to the first approach in eliminating trends but differs from it in requiring a special technique, as will be explained. The resulting cycles are termed step cycles. With either method the turning dates will reflect the business cycle concept used, i. e., they will delimit periods of above and below average growth¹⁾."

Anhand dieser saison- und trendbereinigten Daten bestimmt sie die Hoch- und Tiefpunkte der konjunkturellen Entwicklung. Bei monatlich vorliegenden Daten werden Wachstumsraten üblicherweise in bezug auf den Vorjahresmonat berechnet, um so gleichzeitig eine Saisonausschaltung vorzunehmen. Dies ist jedoch nur dann statthaft, wenn eine starre Saison vorliegt, da sonst zusätzliche Verzerrungen auftreten.

Ein anderes Vorgehen zur Isolierung der konjunkturellen Entwicklung findet man bei NBER. Das NBER untersucht Einzelreihen bezüglich Konjunkturschwankungen und Wendepunkten. Es werden Expansions- und Kontraktionsphasen unterschieden²⁾. Wendepunkte der gesamtwirtschaftlichen Konjunktur liegen bei Häufung der Wendepunkte in den Einzelreihen vor. Der Untersuchung werden absolute Veränderungen der Einzelreihen zugrunde gelegt. Dies entspricht den Annahmen des klassischen Konjunkturzyklus. Ein Zyklus wird von Tiefpunkt (Hochpunkt) zu Tiefpunkt (Hochpunkt) mit einem dazwischenliegenden Hochpunkt (Tiefpunkt) gemessen. Weiter unten wird noch näher auf die Konjunkturanalyse des NBER eingegangen.

Zur Benennung der Konjunkturphasen wird in der Literatur eine unterschiedliche Terminologie verwandt. Haberler³⁾ unterscheidet 2 Phasen und 2 Wendepunkte:

-
- 1) Ilse Mintz, Dating postwar business cycles: Methods and their application to Western Germany, 1950-1967, New York 1969, S.9.
 - 2) G. Bry, Ch. Boschan, Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs, Technical Paper 20, New York 1971, S.7.
 - 3) G. Haberler, a.a.O., S.258.

- Aufschwung
- oberer Wendepunkt
- Abschwung
- unterer Wendepunkt

und mißt den Zyklus entweder von Tiefpunkt zu Tiefpunkt oder von Hochpunkt zu Hochpunkt.

Spiethoff¹⁾ definiert folgende Phasen:

- Stockung $\left\{ \begin{array}{l} \text{Niedergang} \\ 1. \text{ Anstieg} \\ 2. \text{ Anstieg} \end{array} \right.$
- Aufschwung $\left\{ \begin{array}{l} \text{Hochschwung} \\ \text{Kapitalmangel} \end{array} \right.$
- Krise.

Bei Wagemann findet man folgende Phaseneinteilung des Konjunkturzyklus:

- Tiefstand
- Aufschwung
- Hochkonjunktur
- Abschwung.

Tiefstand und Hochkonjunktur markieren keine Wendepunkte, sondern umfassen einen längeren Zeitraum²⁾. Schumpeter³⁾ geht bei seiner Analyse des Konjunkturzyklus von einem 4-Phasen-Zyklus aus:

- Prosperität
- Rezession
- Depression
- Wiederbelebung (Erholung).

Im Unterschied zu den vorgenannten Autoren wird bei Schumpeter der Konjunkturzyklus von einer Gleichgewichts- zur anderen Gleichgewichtslage gemessen.

1) A. Spiethoff, Die wirtschaftlichen Wechsellagen, Bd.1, Tübingen 1955, S.80.

2) E. Wagemann, Konjunkturlehre, Berlin 1928, S.85.

3) J. A. Schumpeter, Konjunkturzyklen, Bd.1, Göttingen 1961, S.166

Tichy¹⁾ fügt dem 4-Phasen-Zyklus von Schumpeter noch eine 5. Phase hinzu, die er Hochkonjunktur (Anpassung, Plateau) nennt. Auf diese Weise soll die sich ändernde Struktur der Konjunkturzyklen erfaßt werden. Auch Tichy definiert den Konjunkturzyklus von Tiefpunkt zu Tiefpunkt, so daß bei ihm die Erholung zur 1. Phase eines neuen Zyklus gehört, während bei Schumpeter die Erholungsphase die letzte Phase eines Zyklus darstellt und die Bewegung zum Gleichgewicht hin. Bis heute hat sich keine einheitliche Terminologie gebildet.

Im folgenden soll von Expansions- und Kontraktionsphasen gesprochen werden²⁾. Damit bleibt der Weg offen, eine weitere Phaseneinteilung vorzunehmen, wenn es auf Grund des empirischen Materials notwendig erscheint.

3. Exkurs: Darstellung der Konjunkturanalyse des NBER³⁾

Das NBER geht bei seiner Analyse von saisonbereinigten Reihen wirtschaftlicher Größen aus. Es wird ein specific-cycle und ein reference-cycle unterschieden. Die reihenspezifischen Hoch- und Tiefpunkte kennzeichnen den specific-cycle. Der reference-cycle gibt die Hoch- und Tiefpunkte der Gesamtwirtschaft an. Alle Reihen, welche das NBER in seine Betrachtungen einbezieht, werden im Hinblick auf diese beiden Arten von Zyklen untersucht. Der reference-cycle wird in der Weise festgelegt, daß eine Anhäufung von Hoch- und Tiefpunkten in den Einzelreihen besteht. Das Verhältnis von specific-cycle zu reference-cycle gibt an, ob die untersuchte Reihe der Gesamtwirtschaft vorläuft, nachhinkt oder mit der Gesamtkonjunktur gleichlaufend ist. Ein Konjunkturzyklus wird von Tief zu Tiefpunkt festgelegt. Weiterhin werden Phase, Amplitude und Dauer von specific- und reference-cycle untersucht, die Entwicklung von Expansionsphasen und Kontraktionsphasen der einzelnen Reihen von unterschiedlichen Konjunkturzyklen verglichen. Das NBER bildet Diffusionsindizes von lag-, lead- und gleichlaufenden Indikatoren.

1) G. Tichy, Konjunkturschwankungen, Berlin 1976, S.77.

2) Vgl. S. 69 dieser Arbeit.

3) Boschan, Bry, a.a.O., S.1 ff.

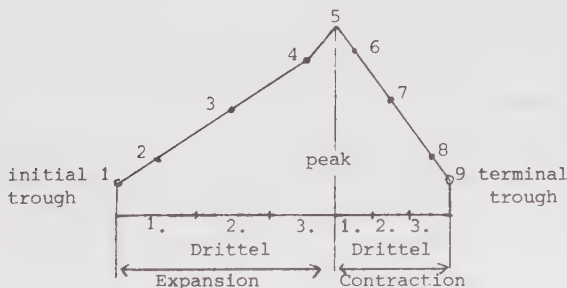
Ein Standardzyklus wird ermittelt, welcher das durchschnittliche Verhalten einer Reihe innerhalb der Zyklen darstellt. Außerdem wird die Entwicklung der Einzelreihen nach einem Tief- oder Hochpunkt betrachtet, ein Vergleich der Einzelreihen vorgenommen und die Untersuchung einer wirtschaftlichen Größe in einzelnen regionalen Bereichen. Es soll mit dieser reinen deskriptiven Methode ein umfassendes Bild des Konjunkturzyklus der Gesamtwirtschaft vermittelt werden.

Eine explizite Trendbereinigung der Ausgangsreihen, um die Konjunktur isoliert darzustellen, wird nicht vorgenommen. Das NBER trennt zwischen inter-cycle-trend und intra-cycle-trend. "Inter-cycle trends, that is longterm between cycle averages, are described by the secular measure which form part of the business cycle analysis¹⁾". D. h. der inter-cycle-trend wird in der Weise erfaßt, daß jeder Zyklus in neun Unterabschnitte eingeteilt wird. Für jeden der neun Unterabschnitte wird ein Durchschnittswert gebildet und in Prozentpunkten des Durchschnittswertes des Gesamtzyklus dargestellt. Dadurch wird jeder Konjunkturzyklus einer Einzelreihe durch ein einheitliches Phasenmuster charakterisiert. Es kann für jede Reihe ein durchschnittliches Phasenmuster des Konjunkturzyklus berechnet werden. Metzler nennt dies einen Standard-

1) Boschan, Bry, a.a.O., S.73 f.; L. A. Metzler, Rezension des Buches von Burns und Mitchell: Measuring Business Cycles, in: Konjunktur- und Beschäftigungstheorie, Hrsg. W. Weber, S.384; W. C. Mitchell, What Happens During Business Cycles, second printing, New York 1961, S.14.

zyklus, d. h. das durchschnittliche Verhalten einer wirtschaftlichen Größe während des Konjunkturzyklus wird erfaßt. Dieses Verfahren weicht erheblich von den gebräuchlichen Trendbereinigungsverfahren ab¹⁾.

- 1) Anm.: Diese deskriptive Analyse des NBER hat R. Janke in einer unveröffentlichten Studie für das Statistische Bundesamt auf Reihen der Bauwirtschaft angewandt. Es ging in erster Linie darum, die Wendepunkte und das zyklische Verhalten der Bauwirtschaft darzustellen. Das Datenmaterial reichte von 1962-1973/74. Die jüngste Entwicklung wurde nicht berücksichtigt. Für generelle Aussagen über das Konjunkturverhalten der Bauwirtschaft war der zur Verfügung stehende Zeitraum zu kurz. In einer späteren vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Untersuchung über das konjunkturelle Verhalten der Bauwirtschaft verzichtet Janke auf diese Bereinigungsverfahren. Die folgende Skizze verdeutlicht das Verfahren des NBER:



Entnommen aus dem Artikel: „Konjunkturtheorie“ von Hans-Jürgen Vosgerau im HdWW Bd.4, 1978, S.480.

4. Konjunkturtheorien

In den bisherigen Ausführungen ist nur auf die Messung und das äußere Erscheinungsbild der Konjunkturschwankungen hingewiesen worden. Zur Erfassung der Ursachen von Konjunkturzyklen dienen Konjunkturtheorien. Man ist auch heute noch der Auffassung, daß dem Investitionsprozeß eine Schlüsselstellung zukommt. Im folgenden sollen aufzählend die nach Haberler zu unterscheidenden Theorien genannt werden¹⁾:

- monetäre Theorien
- Überinvestitionstheorien
- Unterkonsumtionstheorien
- psychologische Theorien.

Eine monokausale Erklärung der Konjunktur wird in den meisten Fällen abgelehnt. Man versucht, eine Verbindung der unterschiedlichen Erklärungsmodelle zu erreichen, um damit dem komplexen Konjunkturphänomen gerecht zu werden und für die Konjunkturpolitik Anhaltspunkte zu bieten. Eine andere Aufgliederung nimmt Seitz vor, welche einen Hinweis auf die Dekomposition von Zeitreihenkomponenten liefert²⁾. Er unterscheidet:

- deterministische Theorien
- stochastische Theorien
- historische Theorien.

Nach dieser Einteilung umfassen die deterministischen Theorien die Modelle, die auf Multiplikator- und Akzeleratorbewegungen aufbauen. Der konjunkturelle Prozeß wird endogen erklärt. Stochastische Theorien bauen auf exogene Einflüsse und Anstöße auf, wie es z. B. Krelle in seiner stochastischen Konjunkturtheorie darlegt³⁾. Die exogenen Einflüsse sind zufällig verteilt. Daraus folgt, daß nur

1) Eine ausführliche Zusammenfassung und Klassifizierung der unterschiedlichen Theorieansätze gibt der Artikel: „Konjunkturtheorie von Hans-Jürgen Vosgerau im HdWW Bd.4, 1978. Vgl. auch die dort angeführte Literatur.

2) Tycho Seitz, Die Entwicklung der Konjunkturtheorie seit den "Contributions" von Hicks, in: Wachstumszyklen, Hrsg. A. E. Ott, Schriften des Vereins für Socialpolitik, NF Bd.71, Berlin 1973, S.9-36.

3) W. Krelle, Grundlinien einer stochastischen Konjunkturtheorie, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd.115, 1959, S.472-494.

wahrscheinlichkeitstheoretische Aussagen über den Konjunkturverlauf möglich sind. Die Beziehungen zwischen den einzelnen ökonomischen Variablen werden durch stochastische Differenzgleichungen wiedergegeben. Der historischen Analyse liegt eine deskriptive Beschreibung des Konjunkturzyklus zugrunde, wie z. B. die Konjunkturanalyse des NBER. Es werden die Gemeinsamkeiten der Zyklen und die Individualität jedes Zyklus herausgearbeitet. Eine adäquate Konjunkturerklärung ist nur möglich, wenn die einzelnen Theorien nicht isoliert nebeneinander betrachtet werden, sondern eine Kombination der unterschiedlichen Erklärungsansätze vorgenommen wird.

Die neuere Entwicklung¹⁾ auf dem Gebiet der Konjunkturtheorie liefert keine in sich geschlossene Theorien oder Modelle. Die Verwendung formaler mathematischer Methoden drängt immer weiter in den Vordergrund. Anhand ökonometrischer interdependenter Mehrgleichungsmodelle bestehend aus stochastischen oder deterministischen Differenzen- oder Differentialgleichungen untersucht man das konjunkturelle Verhalten einer Volkswirtschaft. Der Aufbau solcher Modelle wurde erst mit einem Ausbau der Wirtschaftsstatistik, insbesondere der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, welche die benötigten Aggregatgrößen lieferte, möglich. Solche Modelle sind geeignet, die Ziele der staatlichen Finanz-, Geld- und Kredit-, Einkommens- und Wachstumspolitik zu berücksichtigen. Ausgehend von der Keynes'schen Theorie und auf Grundlage solcher ökonometrischer Modelle versucht man eine Verstetigung der wirtschaftlichen Entwicklung und eine Ausschaltung der konjunkturellen Schwankungen zu erreichen. In neuerer Zeit tritt mit zunehmenden Stagflationerscheinungen der Strukturwandel einer stagnierenden Wirtschaft in den Mittelpunkt der wirtschaftspolitischen Diskussion.

1) Vgl. auch H.-J. Vosgerau, Artikel: „Konjunkturtheorie“ im HdWW Bd.4, 1978.

II. Besonderheiten des Baumarktes

Die Lage der Bauwirtschaft in den Jahren von 1973-1976¹⁾ ist durch einen anhaltenden Schrumpfungsprozeß von nicht gekanntem Ausmaß gekennzeichnet, hinzu kommen das Haldenproblem, insbesondere das der Eigentumswohnungen und die Schwierigkeiten des sozialen Wohnungsbaues, welcher durch die Subventionstechnik des Staates steigenden Sozialmieten ausgesetzt ist. Die Jahre 1977 und 1978 zeigen eine langsame Erholung des Baumarktes, welche 1978 wieder zu verstärkten Preissteigerungen geführt hat, da durch den Kapazitätsabbau der vorangegangenen Jahre eine Vollausslastung der Kapazitäten erreicht wird. Des weiteren ist die Situation trotz hoher Arbeitslosigkeit durch einen Mangel an Facharbeitern gekennzeichnet, bedingt durch die Überlagerung von konjunktureller und struktureller Freisetzung von Arbeitskräften und die Abwanderung dieser Arbeitskräfte in andere Berufssparten. Im folgenden sollen die betriebswirtschaftlichen Besonderheiten der Bauwirtschaft kurz geschildert werden.

Die Bauwirtschaft kann als Bereitschaftsgewerbe bezeichnet werden. Der Bauherr²⁾ nimmt im Produktionsablauf die entscheidende Stellung ein. Der Bauunternehmer kann keinen Markt für seine Produkte schaffen, sondern ist auf den Eingang von Aufträgen angewiesen und dementsprechend abhängig von Anschlufaufträgen. Es handelt sich im wesentlichen um Einzelaufträge, obwohl in jüngster Zeit der Fertigbau einen immer größeren Anteil aufweist und sich somit ein Übergang zur industriellen Fertigung und damit zu einer höheren Kapitalintensität und einer Produktion der einzelnen Fertigbauteile auf Lager vollzieht. In der Zeit von 1965-1973 hat die Zahl der genehmigten Fertigteilwohnungen um 157 v. H. zugenommen³⁾. Der größte Fortschritt der Fertigbauweise ist dort zu verzeichnen, wo eine Normierung auf Grund der Funktion der Gebäude erreicht werden kann

1) Zur Abgrenzung des Untersuchungszeitraumes vgl. S.62.

2) Vgl. Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung, Kostenstruktur und Preisentwicklung in der Bauindustrie, München 1963, S.2.

3) Theo Beckermann, Die Bauwirtschaft, RWI-Essen, Berlin 1976, S.26.

und wünschenswert ist¹⁾, wie z. B. Schulen, Büro-, Lagerhäuser, Kindergärten. Auf Grund der Lohnintensität des Baugewerbes können hohe Multiplikator- und Akzeleratorwirkungen nachgewiesen werden. Des weiteren ist der Saisoncharakter des Baugewerbes zu nennen, welcher durch die Maßnahmen der Winterbaubeförderung abgeschwächt werden soll.

Zu erwähnen ist der Einfluß der öffentlichen Hand. Der Staat tritt im Tief- und Straßenbau als hauptsächlicher Nachfrager auf. Der staatliche Einfluß ist insbesondere auch im sozialen Wohnungsbau wirksam.

Um die Auswirkungen der Bauwirtschaft auf die übrigen Wirtschaftszweige darzustellen, wäre die Input-Output-Analyse ein adäquates Mittel, da sie die intersektoralen Verflechtungen und den Einfluß der Endnachfrage verdeutlicht. Folgende Zahlen sollen daher die Bedeutung der Bauwirtschaft unterstreichen²⁾: Von dem Gesamtwert der Gesamtproduktion entfielen 1964 auf Direktlieferungen an die Bauwirtschaft: Industrie Steine und Erden 70 %, Holzindustrie 47 %, geringe Anteile weisen die Stahlindustrie, Großhandel und Baustoffhandel nach. Die gesamtwirtschaftliche Bedeutung kommt in folgenden Zahlen zum Ausdruck. Der Beitrag des Baugewerbes zum Bruttoinlandsprodukt betrug 1974 73,3 Mrd DM in jeweiligen Preisen, d. h. einem Anteil von 7,3 %. Auf der Verwendungsseite wurden 130,9 Mrd DM für Bauinvestitionen verwandt, das waren 13,1 % des Bruttosozialproduktes oder 58 % der gesamten Bruttoanlageninvestitionen. Mitte 1974 waren mittelbar oder unmittelbar 3,7 Mio Menschen für die Bauwirtschaft tätig³⁾.

1) Ebenda, S.27.

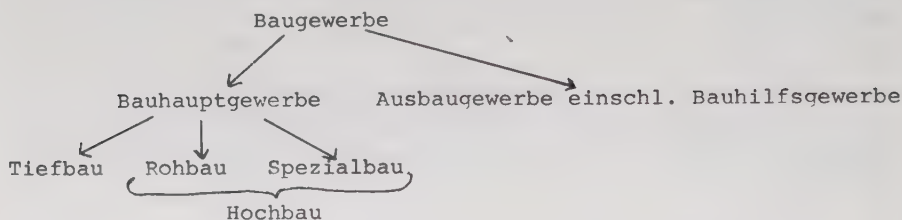
2) Die Zahlenwerte wurden entnommen: Enquete über die Bauwirtschaft (Hrsg. DIW, Prognos AG, Projectconsulat GmbH., Walter Daub, Willy Linkhahn, unter Mitarbeit des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung), Stuttgart 1973, Abschn.3.2.2. und Theo Beckermann, Die Bauwirtschaft, RWI-Essen, Berlin 1976, S.11.

3) Zahlen wurden entnommen: Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland 1976, Hrsg. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden, Stuttgart-Mainz 1976, S.519; Aufbau eines Statistischen Informationssystems der laufenden Bautätigkeitsstatistik für wohnungs- und baupolitische Entscheidungen, Forschungsauftrag des Bundesministers für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau, Forschungsbeauftragter: Statistisches Bundesamt, 1975, S.2; Theo Beckermann, a.a.O., S.13.

Eine Untergliederung des Baugewerbes gibt Abbildung 1 an.

Abbildung 1:

Untergliederung des Baugewerbes



III. Bauwirtschaft und Konjunktur

Die schon erwähnten Probleme des Bau- und Wohnungsmarktes haben die Bauwirtschaft in den Vordergrund der konjunkturpolitischen Diskussion gerückt. Der konjunkturelle Einbruch wird durch einen strukturellen Änderungsprozeß überlagert, welcher zu einer Änderung des konjunkturellen Musters des Baemarktes führt. Auf dem Wohnungsmarkt ist der Nachholbedarf nach dem Kriege gesättigt, und es findet eine Verlagerung nach qualitativ besseren und größeren Wohnungen statt. Um aber eine Auslastung der Kapazität der Bauwirtschaft zu erreichen, und um einen weiteren Abbau der Kapazitäten zu verhindern, muß eine Verlagerung zum gewerblichen und staatlichen Sektor stattfinden. Dies führt zu der Forderung einer Verstetigung der Baunachfrage, welche die Autoren der Bauquote befürworten. Entscheidend dabei sind das konjunkturelle Verhalten der gewerblichen Wirtschaft und die Zielsetzungen der längerfristigen Finanz-, Konjunktur-, Gesellschafts- und Bildungspolitik.

In der Literatur geht man von längeren Wellen innerhalb der Bau- und Wohnungswirtschaft aus. Hier wird die Problematik des Nachweises und Vorhandenseins längerfristiger konjunktureller Schwankungen angesprochen, welche durch die Ersatzinvestitionstätigkeit hervorgerufen werden können. Da es sich um ein langlebiges Gebauchs-

gut handelt, wird ein 20-30jähriger Lebenszyklus unterstellt. Duesenberry und Hansen gehen von den folgenden Annahmen aus: „There is said to be a long cycle in building in general and in residential building in particular which has a longer duration than the general business cycles defined by the National Bureau of Economic Research¹⁾“ und Hansen²⁾: „Thus it appears that the building cycle averages somewhere between seventeen and eighteen years in length, or almost precisely twice the length of major business cycle.“ Gröhn³⁾ bezeichnet auf Grund spektralanalytischer Untersuchungen im Zeitraum von 1950-1967 die Bauwirtschaft als eine Wachstumsbranche, welche nur eine geringe Konjunktur-reagibilität zeigt⁴⁾. Im Gegensatz dazu ist eine deutliche Saisonabhängigkeit vorhanden. Dies kann auf die Besonderheiten der wirtschaftlichen Entwicklung, d. h. es bestand ein besonders hoher Nachholbedarf nach dem 2. Weltkrieg, zurückgeführt werden. Hopp weist in seinen Ausführungen über „Schwankungen des wirtschaftlichen Wachstums in Westdeutschland 1954-1967“ nach, daß die Baunachfrage neben dem Export zu jenen Nachfragekomponenten zählte, von welcher autonome Nachfrageanstöße ausgingen. Nach Hopp waren es die staatliche Baunachfrage und der staatlich beeinflusste Wohnungsbau, die sich relativ unabhängig von der allgemeinen konjunkturellen Lage entwickelten und einen neuen Aufschwung einleiten konnten⁵⁾.

1) J. S. Duesenberry, Business Cycles and Economic Growth, New York 1958, S.159.

2) A. H. Hansen, Fiscal Policy and Business Cycles, New York 1941, S.20.

3) Vgl. E. Gröhn, Spektralanalytische Untersuchungen zum zyklischen Wachstum der Industrieproduktion in der Bundesrepublik Deutschland 1950-1967, Tübingen 1970, S.102 ff. und S.114 ff.

4) Bei Adolf Wagner findet man auf Grund der Untersuchung von Wachstumszyklen der Bundesrepublik Deutschland folgende Aussagen über die Bauinvestitionen als einer Komponente der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage: „Sie waren in keinem der zwanzig Jahre Wachstumshemmer¹⁾. In 58 % aller Jahre (1951-1970, d. Verf.) können wir die Bauinvestitionen als Wachstumsverstärker, in 42 % als Wachstumsdämpfer einstufen.

1) Somit trugen sie auch 1967 zur Schrumpfung des Sozialproduktes bei.“ A. Wagner, a.a.O., S.165.

5) R. Hopp, Schwankungen des wirtschaftlichen Wachstums in Westdeutschland 1954-1967, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd.3, Meisenheim am Glan 1969, S.65 ff.

Wird der Wohnungsmarkt isoliert betrachtet, so schließt man auf Grund der langen Lebensdauer von Wohngebäuden auf eine lange Phasenlänge des Wohnungsbauzyklus. Außerdem erhöht die durchschnittliche Bautätigkeit pro Jahr den Hausbestand nur geringfügig, so daß dementsprechend ein Boom länger anhalten kann, d. h. es ist nur ein geringer Kapazitätseffekt vorhanden.

In einer Rezession kann ein Überangebot an Wohnraum nur langfristig abgebaut werden, so daß innerhalb der übrigen Wirtschaftsbereiche ein Konjunkturaufschwung stattfindet, ohne eine Erholung auf dem Bauparkt hervorzurufen¹⁾.

Ausgehend von seinem Konzept der wirtschaftlichen Wechsellagen charakterisiert Spiethoff das konjunkturelle Verhalten des Bau- und Wohnungsmarktes folgendermaßen. Die Expansion der Bautätigkeit setzt am Ende der Stockung, d. h. im 1. Anstieg ein. Die Haupteinflussfaktoren sind²⁾: 1. die stoßweise Bewegung der städtischen Bevölkerung, 2. die Abhängigkeit der Bauunternehmung vom Leihkapitalmarkt und 3. das spekulative Element der Bau- und Wohnungswirtschaft. Besonders der 2. Faktor übt einen nachhaltigen Einfluß auf die Bautätigkeit aus. Die Bauunternehmer haben nur eine geringe Eigenkapitalbasis und sind daher auf den Kapitalmarkt angewiesen und zinsabhängig. Eine Verflüssigung des Kapitalmarktes und sinkende Zinssätze sind Kennzeichen der Wechselstufe „1. Anstieg“. Da Spiethoff besonders das spekulative Element betont, bietet der 1. Anstieg bei der Erwartung eines kommenden Aufschwunges die günstigste Ausgangsposition für eine wieder in Gang kommende Bautätigkeit. In diesem Sinne kann man von einer Vorreiterfunktion des Wohnungsbaues sprechen. Wagemann³⁾ geht in seinen Ausführungen noch weiter: „Demgegenüber hat der freie, private Wohnungsbau eine dem allgemeinen Konjunkturzyklus entgegengesetzt verlaufende Unternehmenspolitik befolgt, er hielt sich während des Aufschwunges und der Hochspannung zurück, um die Bautätigkeit regelmäßig während der Depression auszudehnen, wie die Statistik

1) Vgl. R. C. O. Matthews, Konjunktur, München 1973, S.95 ff.

2) A. Spiethoff, Boden und Wohnung, Jena 1934, S.11.

3) E. Wagemann, Konjunkturlehre, Berlin 1928, S.213.

der Bauerlaubnisse in deutschen Städten in den Jahren 1895/1912 zeigt." Für die öffentliche und gewerbliche Baunachfrage unterstellt Wagemann eine parallele Entwicklung mit der industriellen Konjunkturbewegung.

Auch Ecker-Belting¹⁾ betont die Vorreiterrolle der Wohnungsbautätigkeit, die durch die günstige Ertrags-Kosten-Relation in der Depression hervorgerufen wird. Dies wird aus dem konjunkturellen Verhalten der Wohnungsbautätigkeit vor dem 1. Weltkrieg abgeleitet (freier Markt). Im Laufe des Konjunkturaufschwunges nimmt der Anreiz zu einem verstärkten Wohnungsbau auf Grund der ungünstiger werdenden Ertrags-Kosten-Relation ab. Dadurch werden innerhalb der Bauwirtschaft Kapazitäten für die einsetzende industrielle Baukonjunktur frei. Diese Aussage ist von der Frage abhängig, inwieweit der private Wohnungsbau zinsabhängig ist. Es wäre der Einfluß der Bausparkassen auf die Finanzierungsstruktur zu untersuchen. Die Zinssätze der Bausparkassen sind relativ konjunktur-unabhängig und nicht den Maßnahmen zur Konjunktursteuerung ausgesetzt. Außerdem muß die Frage geklärt werden, wie sich die Mieten innerhalb des Konjunkturzyklus verhalten. Hinzu kommt, daß in den Nachkriegsjahren der Einfluß der öffentlichen Hand zugenommen hat und die Wohnungsbautätigkeit von dem Einsatz öffentlicher Gelder abhängig ist und sich somit in seiner Bewegungsstruktur dem öffentlichen Bauen anpaßt. Auch Granger betont, daß ein Bauzyklus existiert, welcher sich in der Länge von den Konjunkturzyklen in den übrigen Wirtschaftszweigen unterscheidet: „There is some agreement that the building industries of various countries contain an important cycle of between 15 und 20 years' duration and there is even some plausible theory available explaining this "building cycle"²⁾."

1) G. Ecker-Belting, Wohnungsbau und Konjunktur, Köln 1953, S.41, 64.

2) C. W. J. Granger, Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton 1964, S.16.

Tichy¹⁾ versucht eine geringe Konjunkturreagibilität für den Wohnungsbau auf folgende Faktoren zurückzuführen:

1. Die Zunahme der staatlichen Förderungsmittel, welche den marktwirtschaftlich organisierten spekulativen Wohnungsbau zurückdrängt.
2. Langlebigkeit der Bauten.
3. Eine Kompensation von prozyklischen Einkommenseinflüssen und antizyklischen Zinsbestimmungsgründen.
4. Statistische Meßprobleme. Die statistischen Reihen erfassen das Angebot von Wohnungsbauten und nicht die Nachfrage. „Da üblicherweise die Nachfrage stärker schwankt als das Angebot, unterschätzt die Statistik der Wohnungsbauinvestitionen die Schwankungen der Nachfrage²⁾.“

1. Exkurs: Die Bedeutung des Zinssatzes auf dem Bau- und Wohnungsmarkt

Wie in den Bauzyklentheorien dargelegt, gilt der Zinssatz als einer der Haupteinflußfaktoren der Wohnungsbaunachfrage und als ein Hauptbestandteil der Kosten. Dies gilt sowohl für den freien als auch für den öffentlich geförderten Wohnungsbau. Die Entwicklung des sozialen Wohnungsbaus wird geprägt von der Entwicklung der Kostenmiete. Die Höhe der Kostenmiete ist nicht nur abhängig von den Gesamtkosten, sondern von Veränderungen der Finanzierungs- und Förderungsstruktur. „Im Zeitraum 1963 bis 1966 entfiel, wie bei den Kapitalmarktmitteln, noch knapp 40 % des Finanzierungsbedarfs auf öffentliche Mittel; danach sank ihr Anteil innerhalb von wenigen Jahren auf 10 % ab, wogegen der Anteil der Kapitalmarktmittel gleichzeitig auf gut zwei Drittel anstieg ... Durch die verstärkte Inanspruchnahme des Kapitalmarktes bei der Finanzierung des sozialen Wohnungsbaus sowohl durch erste Hypotheken als auch durch mit öffentlichen Bürgschaften abgesicherte zweistellige Hypotheken nahm die Zinsbelastung des Bauherren erheb-

1) G. Tichy, Konjunkturschwankungen, Berlin 1976, S.94.

2) G. Tichy, a.a.O., S.94.

lich zu. Gleichzeitig stieg die Abhängigkeit vom allgemeinen Zinsniveau des Kapitalmarktes und letztlich von der Geld- und Kreditpolitik der Bundesbank¹⁾."

Größtenteils wurde diese höhere Belastung des Bauherrn durch zusätzliche staatliche Subventionen gemindert. „Trotzdem ist der Einfluß der Geld- und Kreditpolitik auf das Förderungsvolumen, die Finanzierungsmöglichkeiten und die Kostenmieten im sozialen Wohnungsbau wegen des hohen Anteils der Kapitalmarktmittel an der Gesamtfinanzierung erheblich. Bei gegebenen öffentlichen Förderungsmitteln entsprechend der festgelegten Wohnungsbauprogramme bedeutet eine Verteuerung der Kapitalmarktmittel bei restriktiver Geld- und Kreditpolitik in der Regel, daß die zur Verfügung stehenden Mittel konzentrierter eingesetzt oder die Kostenmieten entsprechend erhöht werden müssen. Konjunkturpolitische Maßnahmen der Bundesbank wirken sich nämlich relativ rasch auf das Zinsniveau des Kapitalmarktes aus²⁾."

Die Kreditpolitik der Bundesbank hingegen hat wenig Einfluß auf die Bausparkassen, da diese konstante Refinanzierungskosten haben. „Der Darlehenszins beträgt 4,5 bis 5 % und ist ebenso wie der Einlagenzins, der zwischen 2,5 und 3 % liegt, von dem Marktzins unabhängig³⁾." Der Finanzierungsanteil der Bausparkassen am Mietwohnungsbau ist im Gegensatz zu Einfamilienhausbau relativ gering. Fragt man nun, welcher Zinssatz die Entwicklung auf dem Kapitalmarkt für den Wohnungsbau charakterisiert, so ist als erstes die Effektivverzinsung für Hypothekenkredite auf Wohnungsgrundstücke zu nennen. Doch für diese Zeitreihe lagen keine Angaben bis 1964

1) U. Hoffmann, Analysevorschlag 1: Die Kostenmiete im öffentlich geförderten sozialen Wohnungsbau, Forschungsauftrag des Bundesministers für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau, Teil II Vorschläge für laufende Analysen der Bautätigkeitsstatistik zum Zwecke der Bau- und Konjunkturpolitik der Regionalplanung und Raumordnung, Forschungsbeauftragter: Statistisches Bundesamt, 1976, S.13 ff.

2) Ebenda, S.18.

3) Hannes Rehm, "Strukturkrise des Bauspargeschäfts", in: Konjunkturpolitik, Zeitschrift für angewandte Wirtschaftsforschung, Berlin, 24. Jahrgang, 4. Heft, 1978, S.227.

vor, außerdem waren sie nicht monatlich verfügbar, so daß auf die durchschnittliche Emissionsrendite festverzinslicher Wertpapiere zurückgegriffen wurde. Insbesondere eignet sich die Emissionsrendite für Pfandbriefe. Dies gilt vor allem für den öffentlich geförderten Wohnungsbau.

„Nach den Erfahrungen der letzten Jahre treffen solche Maßnahmen zuerst den Rentenmarkt, auf dem die Pfandbriefinstitute tätig sind. Sie stellten 1974 55 % der für die Förderung von Mehrfamilienhäusern benötigten Kapitalmarktmittel. Da diese Institute die Zinsverpflichtungen für emittierte Pfandbriefe aus den Erträgen gewährter Darlehen abdecken müssen, passen sie ihre Konditionen für neue Hypothekendarlehen unverzüglich den steigenden Kapitalmarktzinsen an¹⁾.“

Für die Entwicklung der Nachfrage nach Einfamilienhäusern ist neben der Zinsentwicklung die Entwicklung des Einkommens, der Sparneigung und der Bausparförderung und damit die Belastungen des Haushaltsbudgets entscheidend. Für den gewerblichen Bau ist die allgemeine konjunkturelle Lage zu nennen.

Eine von der Verfasserin durchgeführte spektralanalytische Untersuchung der Emissionsrendite für Pfandbriefe läßt durch eine Konzentration der Spektraldichte im konjunkturellen Band konjunkturelle Schwankungen vermuten. Es bleibt zu fragen, inwieweit eine Fortpflanzung in Nachfragerreihen der Bauwirtschaft stattfindet, und welche Wirkungsverzögerungen bestehen.

Zusammenfassend kann über die Bestimmungskomponenten des konjunkturellen Verhaltens der Baunachfrage gesagt werden:

Wohnungsbau: Finanzierungsstruktur der Bauvorhaben privater Haushalte
 Zinssatz
 Einkommensentwicklung
 Ausgaben des Staates für den sozialen Wohnungsbau

1) U. Hoffmann, a.a.O., S.18.

Gewerblicher Bau: Entwicklung der Konjunktur im produzierenden Gewerbe

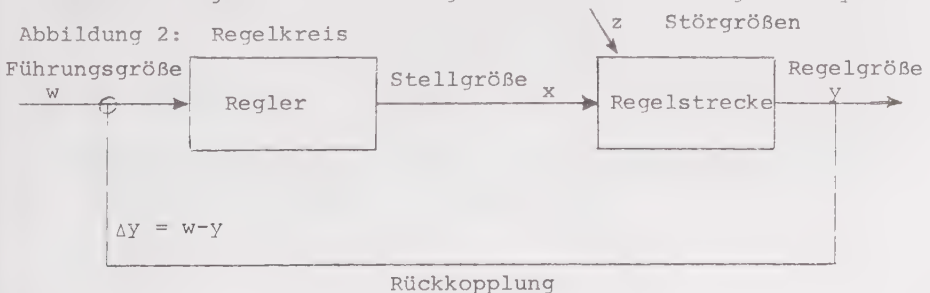
Öffentlicher Bau: Zielstruktur der öffentlichen Hand, Ausgabenverhalten des Staates innerhalb des Konjunkturzyklus.

IV. Regelungstheoretische Aspekte ökonomischer Prozesse

In den bisherigen Ausführungen wurde der traditionelle Ansatz der Messung von Konjunkturschwankungen und deren Erklärung dargestellt. In der neueren Literatur versucht man, regelungstheoretische Konzepte der technischen und naturwissenschaftlichen Disziplinen auch auf den ökonomischen Bereich zu übertragen.

Die Probleme der quantitativen Wirtschaftspolitik ähneln sich in ihrer Struktur einerseits der wirtschaftlichen Entscheidungslehre, auf der anderen Seite ist der Ansatz der Wirtschaftskybernetik zu nennen, welcher den formalen Charakter regelungstheoretischer Aspekte in den Vordergrund stellt. Der Kernbegriff der Wirtschaftskybernetik ist der Systemgedanke. Es werden die Elemente eines Systems und deren Beziehungen zueinander betrachtet. Im Mittelpunkt der Diskussion bei der Anwendung regelungstheoretischer Aspekte stehen dynamische zweckgerichtete Systeme. Der Wirtschaftsprozeß kann durch Input-Output-Beziehungen charakterisiert werden. Der Analyse liegen die Signal- und Nachrichtenübermittlung zugrunde. Der Grundgedanke der Regelungstheorie läßt sich am einfachsten am Beispiel des Regelkreises verdeutlichen. Die Hauptelemente eines Regelkreises stellen der Regler und die Regelstrecke dar. Der Regler ist das regelnde und die Regelstrecke das zu regelnde System.

Abbildung 2: Regelkreis



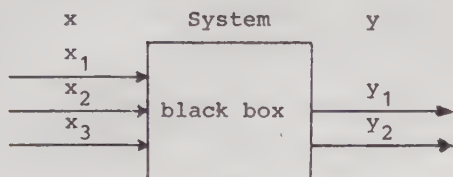
Mit Hilfe der Kreisschaltung soll durch die Vorgabe der Führungsgröße w ein gewünschter Zustand oder ein gewünschtes Verhalten der Regelstrecke trotz des Einflusses äußerer Störgrößen hervorgerufen werden. Fehlt die Rückkoppelung, liegt eine einfache lineare Steuerkette vor. Die Anwendung von Steuerketten ist nur dann möglich, wenn das Verhalten der Regelstrecke genau bekannt ist und der Einfluß der Störgrößen genau erfaßt und ausgeschaltet werden kann¹⁾. In der Regelungstheorie geht man davon aus, daß das Wirtschaftssystem mit Hilfe von vermaschten hierarchisch gegliederten Regelkreisen darstellbar ist. Den obersten Regelkreis bilden die wirtschaftspolitische Entscheidungsinstanz als Regler und das Wirtschaftssystem als Regelstrecke. Einzelne Konjunkturmodelle können als Blockschaltbilder (ein Regelkreis ist als Blockschaltbild darstellbar) interpretiert werden²⁾.

1. Darstellung von Input-Output-Strukturen dynamischer Systeme

1.1 Inputfunktionen - Antwortfunktionen

Auf ein System wirken eine oder mehrere Inputgrößen ein. Je nachdem ob das innere Verhalten des Systems bekannt ist oder nicht, wird das System als black-box dargestellt. Es findet innerhalb des Systems eine Transformation der Inputgrößen x in Outputgrößen y statt. Eine Charakterisierung des entsprechenden Systems findet durch die Impulsantwort statt.

-
- 1) Vgl. H. Logsch, Mehrgrößenregelung makroökonomischer Systeme. Anwendung regelungstheoretischer Verfahren zur Stabilisierung von Wirtschaftswachstum und Preisniveau in einem integrierten Konjunktur- und Wachstumsmodell, Beiträge zur Wirtschaftspolitik und Wirtschaftsforschung, Heft 5, Karlsruhe 1975, S.10.
 - 2) Vgl. R. O. D. Allen, Mathematische Wirtschaftstheorie, Berlin 1971, S.345 ff.; O. Lange, Einführung in die ökonomische Kybernetik, Tübingen 1970, S.125 ff.

Abbildung 3¹⁾: Transformation von Inputgrößen in Outputgrößen

Für lineare Systeme gilt das Superpositionsprinzip. Das Superpositionsprinzip sagt aus, daß ein Ausgangssignal y als eine Linearkombination einzelner Teilsignale aufgefaßt werden kann²⁾.

Dies bedeutet für die Überlagerung von Input- und Outputgrößen des Systems im diskreten Fall³⁾:

$$\tilde{x}(t) = \sum_k c(\omega_k) x(t, \omega_k)$$

$$\tilde{y}(t) = \sum_k c(\omega_k) y(t, \omega_k)$$

$$y(t, \omega_k) = G(t - t_0) x(t, \omega_k).$$

Folgende Inputfunktionen⁴⁾ können unterschieden werden:

a) diskreter Impuls: $\delta(t - t_0) = x(t)$

$$\delta(t - t_0) = \begin{cases} 1 & \text{für } t = t_0 \\ 0 & \text{für } t \neq t_0 \end{cases}.$$

Es findet eine einmalige Störung zum Zeitpunkt $t = t_0$ statt. Die zugehörige Antwortfunktion kann als Gewichtsfunktion bezeichnet werden:

$$y(t_0 + \tau) = G^*(t - t_0) \delta(t - t_0) = g(\tau).$$

1) Vgl. Oskar Lange, Einführung in die ökonomische Kybernetik, Tübingen 1970, S.19; Eduard Kiener, Kybernetik und Ökonomie, Die Bedeutung der Kybernetik in Volkswirtschaftslehre und Wirtschaftspolitik, Bern/Stuttgart 1973, S.15.

2) Jürgen Kopf, Kybernetische Wirtschaftspolitik, Zur Anwendung kybernetischer Methoden in der Theorie der Wirtschaftspolitik, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd.115, Meisenheim am Glan 1977, S.72.

3) W. Förster, a.a.O., S.26.

4) Vgl. ebenda, S.26 f., Symbolik wurde übernommen.

b) Sprunginput:

$$x(t_0 + \tau) = \begin{cases} \bar{x} & \text{für } \tau \geq 0 \\ 0 & \text{für } \tau < 0 \end{cases}$$

$$y(t_0 + v) = \hat{g}(v) \hat{x}$$

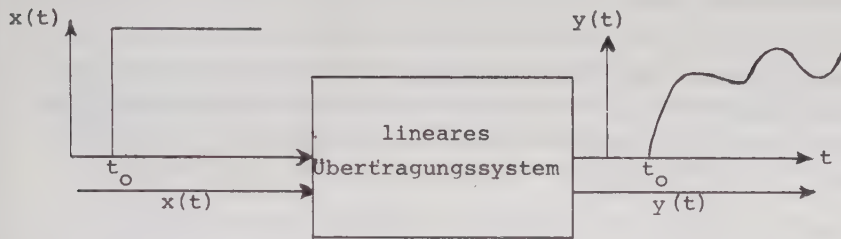
$$\hat{g}(v) = \sum_{\tau=0}^v g(\tau) .$$

In diesem Fall findet eine Anhebung des Systems auf ein neues Niveau statt. $\bar{x}=1$ für $\tau \geq 0$ stellt den sogenannten Einheitssprung dar. Es findet eine Faltung der Inputfolge auf Grund des Superpositionsprinzips statt. Impulsantwort ist die jeweilige Gewichtsfunktion, welche sich ökonomisch als Multiplikator erklären läßt.

1.2 Das Übertragungsverhalten des Systems¹⁾

Der Zusammenhang zwischen Input- und Outputgrößen linearer zeitinvarianter Systeme kann mit Hilfe von Differential- bzw. Differenzgleichungen für diskrete Inputs dargestellt werden. Die homogene Lösung der charakteristischen Gleichung stellt das Eigenverhalten des Systems dar, welche von einer speziellen Lösung für die Inputgröße überlagert wird. Auf Grund der Differenzgleichung kann man für jedes beliebige Eingangssignal den entsprechenden Verlauf für das Ausgangssignal berechnen. Stellt das Eingangssignal einen sogenannten Einheitssprung dar, nennt man die Ausgangsfunktion Sprungantwort des linearen Systems. Durch die Anwendung der Laplace-Transformation läßt sich die Differential- bzw. Differenzgleichung im Bild- bzw. Frequenzbereich darstellen. Die Inputgrößen eines Systems können stochastischer oder deterministischer Art sein, man unterscheidet dementsprechend stochastische oder deterministische Systeme.

1) Jürgen Kopf, Kybernetische Wirtschaftspolitik, Zur Anwendung kybernetischer Methoden in der Theorie der Wirtschaftspolitik, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd. 115, Meisenheim am Glan 1977, S.74 f.

Abbildung 4¹⁾: Einheitssprung eines linearen Übertragungssystems

Bei stochastischen Systemen besteht die Notwendigkeit, die Störgröße aus dem Ausgangssignal y des Übertragungssystems herauszufiltern. D. h. es findet eine Zerlegung der einzelnen Inputarten statt. „Der Hauptzweck einer Zerlegung in Elementarsysteme besteht darin, die Wirkung, die die einzelnen Inputarten auf die Outputvariablen ausüben, aufzuzeigen und ihre Größenrelationen zu untersuchen²⁾.“ Die einzelnen Zerlegungen weisen die gleiche charakteristische Struktur auf, „sie unterscheiden sich nur in den jeweiligen Inputoperatoren³⁾.“ Für konjunkturelle Aspekte ist wichtig, daß bei linearen zeitinvarianten Systemen sinusoidale Inputs zu der Klasse der Invarianzfunktionen zählen, d. h. der Output ist ebenfalls eine Sinuskurve mit gleichem Winkel aber veränderter Amplitude und einer Phasenverschiebung. Für den Baumarkt wäre es interessant zu untersuchen, inwieweit z. B. die Auftragsvergabe des Staates, welche selber Konjunkturschwankungen unterliegt, konjunkturelle Schwingungen im Tiefbau, wo der Staat der hauptsächliche Nachfrager ist, hervorruft. Diese Fragestellung kann in der Weise erweitert werden: Welche Faktoren beeinflussen das Marktverhalten der Nachfrager auf dem Baumarkt, inwieweit unterliegen diese Inputgrößen konjunkturellen Schwankungen und in welchem Ausmaß findet eine Übertragung auf die übrigen Baumarktreihen statt.

1) J. Kopf, a.a.O., S.74.

2) Wolfgang Förster, a.a.O., S.30.

3) Ebenda, S.30.

V. Zeitreihenmodelle

Die in der Praxis angewandten Zeitreihenmodelle gehen davon aus, daß eine Zeitreihe aus einer Überlagerung von vier Bewegungskomponenten besteht. Folgende Faktoren, welche die Entwicklung einer Zeitreihe bestimmen, können nach G. Fürst/H. Spilker¹⁾ angegeben werden:

- 1) Faktoren, welche die allgemeine wirtschaftliche Entwicklung und stetigen Verlauf der betrachteten Zeitreihe verursachen. „Diese Grundrichtung betrachtet man als ‚Trend‘ der Reihe. (Von der besonderen Erwähnung der ‚Konjunkturwellen‘ soll hier abgesehen werden²⁾.)“
- 2) Faktoren, welche man auf einmalige und unregelmäßige Ereignisse zurückführt (Störgröße, Restkomponente).
- 3) Faktoren, welche den saisonalen Einfluß widerspiegeln und einen kurzfristigen Vergleich der Zeitreihe stören. In dieser Darstellung der Bewegungskomponenten einer Zeitreihe werden, wie in den angewandten Zeitreihenverfahren, die Trendkomponente und die konjunkturelle Komponente zu einer sog. „glatten“ Komponente zusammengefaßt.

Zur Isolierung dieser Komponenten lassen sich nach Anderson³⁾ zwei Wege angeben:

- a) Man bestimmt die Ursachenkomplexe für die einzelnen Zeitreihenkomponenten und versucht, diese durch ein mathematisches Modell zu erfassen. Dieses soll dann anhand einer gegebenen Zeitreihe verifiziert werden.
- b) Man geht von der empirisch gegebenen Zeitreihe aus und versucht, eine Zerlegung im Hinblick auf die genannten vier Zeitreihenkomponenten vorzunehmen. „So nimmt man an, der Trend

1) G. Fürst/H. Spilker, Störungen der kurzfristigen Wirtschaftsbeobachtungen durch jahreszeitliche und andere wiederkehrende Einflüsse, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 4, Jg. 9, 1957, S.199 ff.

2) Ebenda, S.199.

3) O. Anderson, jun., Zeitreihenzerlegung vom praktischen Standpunkt der Konjunkturforschung, in: ASTa 42, Bd. 1958, S.358-367.

ließe sich durch eine höchst einfache ganze rationale Funktion der Zeit approximieren, die Saisonschwankungen ließen sich als eine periodische Funktion mit der Periodenlänge von 12 Monaten darstellen, zwischen der Saisonkomponente und der Trend- plus zyklischen Komponente beständen bestimmte Zusammenhänge in der Zeit, die irregulären Schwankungen würden sich über längere Zeitperioden in etwa aufheben oder zufälliger Natur sein usw.¹⁾."

Bei Ansatz b) werden außer der zu untersuchenden Zeitreihe keine zusätzlichen Informationen zur Zerlegung in die genannten Komponenten herangezogen. Zur Erklärung allein dient die zeitliche Abfolge der Zeitreihenwerte. Unter diesem Erklärungsansatz lassen sich die in der Praxis angewandten Zeitreihenverfahren subsumieren.

Der Zeiteffekt kann bei der Zerlegung einer Zeitreihe unterschiedlich berücksichtigt werden²⁾:

- (1) Der Zeiteffekt wird bei der Spezifizierung der systematischen Komponente (Trend, Konjunktur, Saison) berücksichtigt. Über die Restkomponente U_t werden folgende Annahmen gemacht:

$$E[U_t] = 0 ;$$

$$E[U_t, U_{t+\tau}] = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{für } \tau = 0 \\ 0 & \text{für } \tau \neq 0 . \end{cases}$$

- (2) Der Zeiteffekt kommt allein in der Restkomponente zum Ausdruck. Die systematische Komponente ist zeitinvariant.

$$E[\bar{U}_t] = 0 ;$$

$$E[\bar{U}_t, \bar{U}_{t+\tau}] = \begin{cases} \gamma[t+\tau] ; & \text{für } \tau \neq 0 \\ \sigma_u^2 & \text{falls } \tau = 0 . \end{cases}$$

1) Ebenda, S.359.

2) Vgl. H. Lauenstein, Statistische Probleme bei Saisonschwankungen, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung, Bd. 32, Meisenheim am Glan 1969, S.9 ff.

- (3) Der Zeiteffekt kommt sowohl in der systematischen Komponente als auch in der Restkomponente zur Geltung.

Ad(1)

Hierzu zählen die klassischen Zeitreihenverfahren, welche die systematische Komponente deterministisch erklären, überlagert von einer stochastischen Komponente.

Ad(2)

Um weitere Angaben über diesen Prozeß zu machen, müssen Annahmen über U_t aufgestellt werden. Liegt ein stationärer stochastischer Prozeß vor, kommen nichtparametrische Verfahren zur Anwendung, wie z. B. die Spektralanalyse.

Ad(3)

In diesem Falle ist eine kombinierte Anwendung von a) und b) möglich. Nach Schätzung und Bereinigung der Ursprungswerte um die systematische Komponente können Aussagen über den Restprozeß vorgenommen werden.

VI. Angewandte Zeitreihenverfahren

1. Deterministische Methoden der Zeitreihenzerlegung

1.1 Bundesbankverfahren

Diesem Verfahren liegt ein deterministischer Ansatz zugrunde, überlagert von einer Störgröße. Die Verknüpfung der Komponenten ist additiv:

(a) Trend und Konjunktur werden zur glatten Komponente zusammengefaßt: g_t

(b) Saisonkomponente s_t

(c) Restkomponente U_t

$$X_t = g_t + s_t + U_t; E(U_t) = 0$$

$$E(U_t, U_{t+\tau}) = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{für } \tau = 0 \\ 0 & \text{für } \tau \neq 0 \end{cases}$$

Das iterative Vorgehen soll durch folgende Schritte kurz zusammenfassend dargestellt werden¹⁾:

1. Schätzung der glatten Komponente durch einen gleitenden Zwölfmonatsdurchschnitt
2. Zur Saisonschätzung wird ein linearer Regressionsansatz zwischen Trend und Saison über einen Stützbereich von 7 Jahren unterstellt; Berechnung von Saisonindizes
3. Glättung der Saisonindizes
4. Bereinigung der Ursprungsreihe
5. Neue verbesserte Schätzung des Trends, um einen „wesenstreuen“ Trend zu erhalten.

1.2 Censusverfahren

Wie das Bundesbankverfahren geht auch das Cencusverfahren von einem deterministischen Ansatz aus. In seiner ursprünglichen Form legte man eine multiplikative Verknüpfung der Bewegungskomponenten zugrunde. Bei der Schätzung können folgende Schritte unterschieden werden²⁾:

- Schritt 1: Schätzung der glatten Komponente durch einen gleitenden Mittelwert aus 13 Originalwerten.
- Schritt 2: Schätzung von rohen Saisonindizes als Quotient der Originalwerte und der geschätzten glatten Komponente.
- Schritt 3: Identifizierung und Ausschaltung von Extremwerten.
- Schritt 4: Justieren der von Extremwerten bereinigten rohen Saisonindizes auf die Summe 12 je Jahr.

1) Vgl. Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 4, Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen, April 1968, Anhang; ausführlicher H. Lauenstein, a.a.O., S.29-30; M. Tiede, Die Problematik der Ausschaltung von Saisonschwankungen aus wirtschaftsstatistischen Zeitreihen, Institut für international vergleichende Wirtschafts- und Sozialstatistik an der Universität Heidelberg, Bd. 6, Freiburg i. Br. o. J., S.96-129.

2) K. O. Schäffer und W. Wetzel, Vergleich der „Cencus-Methode“ und des Berliner-Verfahrens, in: Konjunkturpolitik, Berlin, 17. Jg., 1971/1, S.43-79.

- Schritt 5 : Schätzung von Saisonindizes je Monat durch einen gleitenden Mittelwert der rohen Saisonindizes für diesen Monat.
- Schritt 6 : Vorläufige Bereinigung der Originalwerte mit Hilfe der Saisonindizes.
- Schritt 7 : Verbesserte Schätzung der glatten Komponente aus den vorläufig bereinigten Werten.
- Schritt 8-11: Wiederholung der Schritte 2 bis 5 mit der verfeinerten Schätzung der glatten Komponente.
- Schritt 12 : Schätzung der endgültig saisonbereinigten Reihe als Quotient der Originalwerte und den endgültigen Saisonindizes.
- Schritt 13 : Extrapolation der endgültigen Saisonindizes um 12 Monate.
- Schritt 14 : Berechnung von Maßzahlen für die Interpretation der Ergebnisse."

Die Quotientenbildung bei der Berechnung der Saisonindizes entspricht dem multiplikativen Ausgangsmodell, im Widerspruch dazu steht die Berechnung von gleitenden 12-Monatsdurchschnitten oder die Approximation der glatten Komponente durch ein Polynom. Die Flexibilität des Verfahrens spricht für seine weltweite Verbreitung und der damit verbundenen Praxiserfahrung. Insbesondere kann bei Schritt 5, der verfeinerten Schätzung der Trend-Zyklus-Komponente, auf die Eigenheiten einzelner Reihen eingegangen werden. Durch die stufenweise Schätzung der Komponenten schleicht sich eine Verwischung und ein Abgehen von der ursprünglichen methodischen Grundkonzeption ein. Nach Aufgabe des alten Bundesbankverfahrens verwendet die Deutsche Bundesbank die X-11-Version des Cencus-Verfahrens II¹⁾.

1) Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 22. Jahrgang, Nr. 3, März 1970, S.38 ff.

1.3 Berliner-Verfahren

Auch bei diesem Verfahren geht man von einem formalen Erscheinungsbild einer Zeitreihe aus und isoliert 4 Komponenten, welche additiv zusammengefügt werden. Die Konjunktur- und Trendkomponente werden zur glatten Komponente zusammengefaßt: $X_t = G_t + S_t + U_t$. Unter G_t versteht man die glatte Komponente, welche die lang- und mittelfristigen Einflußfaktoren umfaßt, S_t stellt den Saisoneinfluß dar und U_t ist der Restprozeß.

Der Ansatz des Berliner-Verfahrens unterscheidet sich vom klassischen Ansatz dadurch, daß man mit Hilfe der Spektralanalyse eine Überprüfung der bereinigten Reihen vornimmt¹⁾. Zur Darstellung und Isolation der Bewegungskomponenten werden gleitende Durchschnitte (auch Filter genannt) verwendet. Die Filtergewichte werden mit Hilfe von Basisfunktionen berechnet, welche einen Approximationsbereich von gewisser Länge erfassen und gleitend über den gesamten zu betrachtenden Zeitraum gelegt werden. Dadurch wird eine größere Flexibilität gegenüber dem Ansatz erreicht, der zur Approximation der Bewegungskomponenten einen einzigen, die ganze Reihe erfassenden Ansatz benutzt. In der Konzeption des Verfahrens ging man davon aus, daß die Bewegungskomponenten einen stochastischen Prozeß der Art $\zeta_t = \phi_t + \psi_t + \epsilon_t$ ²⁾ darstellen. Der Prozeß ϕ_t umfaßt die mittel- und langfristigen Einflußfaktoren, ψ_t ist der Prozeß der saisonalen Einflußfaktoren, ϵ_t ist der Prozeß der Restschwankungen. Es werden jedoch keine Annahmen über die Wahrscheinlichkeitsstruktur der Komponenten gemacht, so daß in der Anwendung des Verfahrens kein Unterschied zu den oben dargelegten Zeitreihenverfahren besteht. Von dem Restprozeß ϵ_t wird nur angenommen, daß er stationär mit dem Erwartungswert Null ist.

-
- 1) Vgl. hierzu, Bruno Nullau, Das Berliner-Verfahren „Ein Beitrag zur Zeitreihenanalyse“. DIW Beiträge zur Strukturforchung, Heft 7, Berlin 1969; M. Nourney, Methode der Zeitreihenanalyse, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 1, 1973, S.11-17; M. Nourney, Weiterentwicklung des Verfahrens der Zeitreihenanalyse, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 2, 1975, S.96-101.
 - 2) S. Heiler, Theoretische Grundlagen des „Berliner-Verfahrens“, in: Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 1, 1970; Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Hrsg. W. Wetzel, S.70.

Durch die eingesetzten Filter zur Isolierung und Absorbierung der Bewegungskomponenten werden entweder die entsprechenden Schwingungen in den unterschiedlichen Frequenzbereichen unterdrückt oder hindurchgelassen. Inwieweit durch die eingesetzten Filter Verzerrungen auftreten, läßt sich mit Hilfe von Transferfunktionen überprüfen.

Schätzmethode für die Filtergewichte ist die Methode der kleinsten Quadrate (Minimierung der Anpassungsvarianz). Das Statistische Bundesamt, welches der alleinige Anwender des Berliner-Verfahrens ist, ist auf dem Wege, Filter zu konstruieren, welche den Besonderheiten der zu untersuchenden Zeitreihen entsprechen und insbesondere auch die Unsicherheit der Schätzergebnisse am aktuellen Rand einer Zeitreihe verringern sollen¹⁾.

2. Stochastische Modelle ökonomischer Zeitreihen

Schon O. Anderson forderte ein wahrscheinlichkeitstheoretisch fundiertes Modell der Zeitreihenanalyse: „gleichgültig, ob es dem Forscher bewußt ist oder nicht - ist jede bei der Zerlegung statistischer Reihen erhaltbare Komponente nur eine ‚zufällige Variable‘,...²⁾.“ Die Anwendung der Theorie stochastischer Prozesse auf ökonomische Zeitreihen setzt voraus, daß nicht nur die Restkomponente, wie bei den deterministischen Modellen, als Zufallsvariable aufgefaßt wird, sondern auch die konjunkturelle Komponente stochastisch erklärt wird. Dies läßt sich aus dem empirischen Erscheinungsbild einer Zeitreihe herleiten. Die Konjunkturzyklen treten nicht mit konstanten Amplituden und Periodenlängen auf, sondern zeigen einen recht unregelmäßigen Verlauf. Jeder Zyklus enthält sowohl deterministische als auch stochastische Elemente. "It is this very mixture of regularity and yet non - regularity that has provided the main difficulty in econometric model

1) Vgl. auch M. Nourney, Weiterentwicklung des Verfahrens der Zeitreihenanalyse, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 2, 1975, S.96-101.

2) O. Anderson, Zur Problematik der empirisch-statistischen Konjunkturprognose, Veröffentlichungen der Frankfurter Gesellschaft zur Konjunkturforschung, Heft 1, 1929, S.5.

building and in statistically describing (and thus analysing) econometric series¹⁾." Man kann das zyklische Verhalten einer Zeitreihe auf verschiedene Art und Weise generieren. Geht man davon aus, daß die konjunkturelle Komponente ein stochastischer Prozeß ist und kein deterministischer Prozeß, so kann dieser durch ein autoregressives Schema dargestellt werden. So gelang z. B. Yule²⁾ die Periodizität von Sonnenflecken durch eine stochastische Differenzengleichung zweiter Ordnung darzustellen:

$$X(t) + aX(t-1) + bX(t-2) = U(t) .$$

Das Eigenverhalten des Systems wird durch die Lösung des homogenen Teils der stochastischen Differenzengleichung wiedergegeben³⁾. Die stochastische Störfunktion stellt die Impulsfunktion dar, welche auf die Amplitude und Periodenlänge des Prozesses einwirkt.

Ein anderes Modell zur Beschreibung des zyklischen Verhaltens einer ökonomischen Zeitreihe entwickelte Slutsky. Er wies nach, daß die Berechnung von gleitenden Durchschnitten von Zufallszahlen das gleiche zyklische Verhalten aufwies wie der englische Konjunkturindex, d. h. daß durch die Überlagerung von Zufallsgrößen periodische Reihen erzeugt werden können. "The summation of random causes generates a cyclical series which tends to imitate for a number of cycles a harmonic series of relatively small number of sine curves⁴⁾."

Geschieht die Erklärung des Konjunkturphänomens stochastisch, liegt es nahe, die Methoden der Spektralanalyse auch auf ökonomische Zeitreihen anzuwenden. Dies setzt jedoch einen schwach stationären Prozeß voraus. Da die meisten ökonomischen Zeitreihen

-
- 1) C. W. J. Granger, M. Hatanaka, Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton 1964, S.17.
 - 2) Vgl. die folgenden Ausführungen bei König/Wolters, Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen, Meisenheim am Glan 1972, S.8 f.
 - 3) Siehe Ausführungen über die Anwendung der Kybernetik in der Ökonomie.
 - 4) Eugen Slutsky, "The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes," in: Econometrica Bd. 5, 1937, S.123.

einen Trend enthalten, wird die Anwendung erschwert. E. Oswald geht von folgender streng stochastischen Interpretation des Konjunkturphänomens aus: „Bei der zyklischen Komponente einer ökonomischen Reihe kann man davon ausgehen, daß der entsprechende spektrale Teilprozeß $X_3(t)$ einen Erwartungswert gleich Null besitzt. In dieser Annahme kommt nämlich zum Ausdruck, daß man i. a. die zyklische Komponente als Abweichung vom Trendverlauf auffaßt, ...¹⁾." Um trotzdem zur Anwendung der Spektralanalyse zu gelangen, sind zwei Vorgehensweisen möglich:

- (1) Ausschaltung der Trendkomponente
- (2) der Trend wird als Schwankungskomponente im Frequenzbereich nahe Null erklärt.

Bei Ansatz (2) wird die ursprüngliche Absicht der Spektralanalyse deutlich, keine Trennung der einzelnen Bewegungskomponenten vorzunehmen. Auch Teis betont diese Eigenschaft der Spektralanalyse, in der Ausgangsphase der Analyse auf eine Identifizierung der Bewegungskomponenten zu verzichten. „Gegenüber den traditionellen Dekompositionsverfahren sind bei in dieser Untersuchung angewandten spektralanalytischen Methode bis auf das zuvor genannte Identifikationskriterium (Einengung des Analysebereichs auf Schwingungen mit einer Periodenlänge von 40-60 Monaten, d. V.) keine Annahmen über die Gestalt der übrigen Bewegungskomponenten zu machen²⁾."

2.1 Stochastische Prozesse

Da die Spektralanalyse einen schwach stationären stochastischen Prozeß voraussetzt, soll im folgenden kurz auf stochastische Folgen eingegangen werden.

-
- 1) Eugen Oswald, Möglichkeiten und Grenzen der spektralanalytischen Untersuchung ökonomischer Zeitreihen, Diss., Mainz 1976, S.92.
 - 2) W. Teis, Ein Ansatz zur Quantifizierung internationaler Konjunkturphänomene, dargestellt anhand der wirtschaftlichen Entwicklung der EG-Staaten und deren Haupthandelspartner, Schriften zur wirtschaftlichen Forschung Bd. 117, Meisenheim am Glan 1977, S.3.

Im allgemeinen wird der stochastische Prozeß als moving-average-Prozeß, als autoregressiver Prozeß oder als ein aus beiden Teilen gemischter Prozeß erklärt.

Betrachtet wird ein stochastischer Prozeß¹⁾ $\{X(t), t \in T\}$ einer Familie von Zufallsvariablen $X(t)$, welche von dem Zeitparameter $t \in T$ abhängen, wobei T eine bestimmte, meist unendliche, reelle Indexmenge darstellt. Ist t eine endliche oder abzählbar unendliche Folge, so liegt ein diskreter stochastischer Prozeß vor:

$$(1) \quad \{X(t)\} = \{\dots, X(t-1), X(t), X(t+1), \dots\}.$$

Die Zufallsvariablen $X(t)$ im Zeitpunkt t werden durch die Elementarereignisse ω des Ereignisraumes Ω beschrieben. Die Struktur der Zufallsfunktionen kann mit Hilfe ihrer mehrdimensionalen Verteilungsfunktion $F(t, \omega)$ definiert werden. Ein stationärer stochastischer Prozeß liegt vor, wenn die Verteilungsfunktionen über die Zeit hinweg konstant bleiben.

Die Zufallsvariable X ist eine Funktion der beiden Parameter t und ω . Bei festem t ist $X(t, \omega) = X(\omega)$ eine zufällige Größe. Wird der Parameter $\omega = \omega^*$ fest gewählt, liegt eine nichtstochastische Funktion $x(t, \omega^*)$ vor, welche eine sogenannte Realisierung oder Trajektorie²⁾ $x(t)$ des Elementarereignisses ω^* darstellt und nur von dem Zeitparameter t abhängt.

Will man die Struktur des diskreten stochastischen Prozesses vollständig beschreiben, müssen die Verteilungsfunktionen für alle Zeitpunkte t betrachtet werden. Da dies nicht möglich ist, begnügt man sich bei der Beschreibung mit folgenden Momenten:

$$(2) \quad E\{X(t)\} = \mu(t) \text{ (Mittelwertfunktion)}$$

1) Wolfgang Förster, Zerlegung und Lösung diskreter ökonomischer Prozeßmodelle, Institut für angewandte Wirtschaftsforschung, Schriftenreihe: Bd. 11, Tübingen 1969, S.36 ff.; H.-J. Fennel, Die Spektralanalyse - ein Verfahren zur Untersuchung der Konjunkturschwankungen in ökonomischen Zeitreihen? Diss., Marburg 1977, S.27 f. und die dort angegebenen Literaturhinweise.

2) J. A. Rosanow, Stochastische Prozesse, Berlin 1975, S.139.

$$(3) \quad E\{[X(t_1) - \mu(t_1)][X(t_2) - \mu(t_2)]\} = \gamma(t_1, t_2) \quad (\text{Autokovarianzfunktion})$$

für $t_1 = t_2 = t$

$$(4) \quad E\{[X(t) - \mu(t)]^2\} = \sigma(t) \quad (\text{Varianzfunktion}) .$$

Mit Hilfe der Momente 1. und 2. Ordnung werden stationäre und nichtstationäre Prozesse definiert. Liegt für alle Momente eine Zeitunabhängigkeit vor, spricht man von einem streng stationären Prozeß. In der Literatur wird meist von einem schwach stationären Prozeß ausgegangen, welcher nur für den Mittelwert und die Varianz Zeitunabhängigkeit fordert. Für die Kovarianzfunktion wird gefordert, daß sie nur von der Zeitdifferenz $t_2 - t_1 = \tau$ abhängig ist:

$$E\{[X(t_1) - \mu][X(t_1 + \tau) - \mu]\} = \gamma(\tau) .$$

Erzeugung von stochastischen Folgen¹⁾:

a) Moving-average-Prozesse:

$$X(t) = \sum_{\tau=0}^m b(\tau) \cdot U(t-\tau)$$

Es gilt: $E\{U(t)\} = 0$

$$E\{U(t)U(t+\tau)\} = \begin{cases} \sigma_U^2 & \text{für } \tau \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

$$E\{X(t)\} = \mu = 0$$

$$E\{X(t)^2\} = \sigma_X^2 = \sigma_U^2 \cdot \sum_{\tau=0}^m b^2(\tau)$$

$$\gamma(\tau) = \begin{cases} \sum_{v=0}^{m-\tau} b(v)b(v+|\tau|) \sigma_U^2 & \text{für } \tau = 1 \dots m \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad \tau > m$$

1) Vgl. Wolfgang Förster, a.a.O., S.48-51.

b) Autoregressive Prozesse:

$$\sum_{\tau=0}^n a(\tau) \cdot X(t-\tau) = U(t) \quad \begin{aligned} E\{U(t)\} &= \mu = 0 \\ E\{U(t)^2\} &= \sigma_u^2 \end{aligned}$$

Rekursive Funktion:

$$X(t) = \sum_{\tau=1}^n -\frac{a(\tau)}{a(0)} \cdot X(t-\tau) + \frac{U(t)}{a(0)}$$

Durch Inversion erhält man folgende Beziehung:

$$X(t) = \sum_{\tau=0}^{\infty} b(\tau) U(t-\tau)$$

Für $\sum_{\tau=0}^{\infty} b^2(\tau) < \infty$ handelt es sich um einen stationären Prozeß.

2.2 Spektralanalyse Ökonomischer Zeitreihen

Jeder stochastische schwach stationäre Prozeß läßt sich mit Hilfe der Fouriertransformation im Bild- bzw. im Frequenzbereich darstellen. Mit dieser Transformation wird keine neue Information gewonnen, jedoch wird durch die Frequenzdarstellung der Einblick in das zyklische Verhalten einer Zeitreihe erleichtert.

Die zeitlichen Auswirkungen aller Einflußfaktoren einer Zeitreihe kommen in den Autokovarianzen zum Ausdruck. Die Darstellung der Kovarianzfunktion oder Korrelationsfunktion mit Hilfe der Spektralanalyse im Frequenzbereich ordnet die gesamte Bewegungsenergie, welche in der Varianz des Prozesses zum Ausdruck kommt, den einzelnen Frequenzbereichen zu. (Kovarianzfunktion und Korrelationsfunktion beinhalten die gleiche Information, da beide Funktionen durch eine lineare Transformation verknüpft sind: $\gamma(\tau) = \sigma^2 \cdot \rho(\tau)$.) Die Transformation des Prozesses in den Frequenzbereich kann auf zwei Arten vorgenommen werden. Es kann erstens der stochastische Prozeß selbst transformiert werden, oder man nimmt eine Transformation der Kovarianz- bzw. Korrelationsfunktion vor. Die Korrelationsfunktion wird auch Korrelogramm genannt. In der Praxis wird meist die zweite Art angewandt.

Die Kovarianzfunktion eines diskreten stochastischen Prozesses und die Spektraldichte stellen ein Paar Fourier-Transformierte dar. Da die Kovarianzfunktion einer Realisation eines stationären stochastischen Prozesses meist eine nichtperiodische Funktion ist, kann keine Fourierreihe entwickelt werden, so daß Integraltransformationen (Fourier-Stieltjes-Integrale) zur Anwendung kommen.

Für einen diskreten Prozeß gilt:

$$(1) \quad \gamma(\tau) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\omega\tau} f(\omega) d\omega = \int_{-\pi}^{\pi} \cos(\omega\tau) f(\omega) d\omega = \int_{-\pi}^{\pi} \cos(\omega\tau) dF(\omega)$$

$$(2) \quad f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} e^{-i\omega\tau} \gamma(\tau) .$$

$f(\omega)$ wird die Spektraldichte genannt. Die spektrale Verteilungsfunktion $F(\omega)$ ist wie folgt definiert:

$$(3a) \quad dF(\omega) = f(\omega) d\omega$$

$$(3b) \quad f(\omega) = \frac{dF(\omega)}{d\omega} .$$

Da für reellwertige Prozesse gilt: $\gamma(\tau) = \gamma(-\tau)$ und $\gamma(0) = \sigma^2$ ist, kann folgende Vereinfachung vorgenommen werden:

$$(4) \quad f(\omega) = \frac{1}{2} (\gamma(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{\infty} \gamma(\tau) \cos(\omega\tau))$$

$$(5) \quad \gamma(\tau) = 2 \int_0^{\pi} \cos(\omega\tau) f(\omega) d\omega$$

Setzt man $\tau=0$, erhält man $\gamma(0) = \sigma^2 = \int_{-\pi}^{+\pi} f(\omega) d\omega$.

Man erkennt, daß $f(\omega) d\omega$ den Anteil der Varianz im Frequenzband $\{\omega\}$ und $\{\omega+d\omega\}$ angibt. Die Gesamtvarianz des Prozesses ist durch $F(\pi) = \sigma^2$ gegeben und $F(-\pi) = 0$.

Für stetige Prozesse gilt:

$$(6) \quad \gamma(\tau) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i\omega\tau} f(\omega) d\omega = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{i\omega\tau} dF(\omega) = \int_{-\infty}^{+\infty} \cos(\omega\tau) f(\omega) d\omega$$

$$(7) \quad f(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-i\omega\tau} \gamma(\tau) d\tau$$

$$(8) \quad F(\omega) = \int_{-\infty}^{\omega} f(x) dx .$$

Die oben dargelegten Beziehungen sind Ensemble-Eigenschaften. Für ökonomische Zeitreihen ist jedoch nur eine Realisation der möglichen Realisationen des Elementarereignisses $\omega = \omega^*$ gegeben. Es müssen also Varianz und Kovarianzen aus den Beobachtungen einer einzigen Realisation des Prozesses in der Zeit berechnet werden.

Dies ist möglich, wenn die unterstellte Annahme zutrifft, daß der erzeugende Prozeß ein stationärer Prozeß ist, die Eigenschaft der Ergodizität besitzt und somit die Ergodentheoreme¹⁾ zur Anwendung gelangen.

2.3 Anwendungsprobleme der Spektralanalyse bei ökonomischen Zeitreihen

Die Anwendung der Spektralanalyse bei ökonomischen Zeitreihen muß sich mit unterschiedlichen Problemen auseinandersetzen. Das Problem der Nichtstationarität der Reihen wurde schon im vorhergehenden Abschnitt angesprochen und damit die Problematik der Trendausschaltung. Geht man davon aus, daß nach der Trendausschaltung ein stationärer stochastischer Prozeß vorliegt, so steht im Mittelpunkt das Schätzproblem eines Spektrums aus einer einzigen Realisation $x(t)$ und einer eventuell geringen Anzahl von Beobachtungswerten. Die Schätzung der Autokovarianzfunktion und damit ihrer Fouriertransformierten, der Spektraldichte, wird unter der Annahme der Ergodizität des Prozesses²⁾ vorgenommen.

1) Siehe Wolfgang Förster, a.a.O., S.46 und die dort angeführte Literatur.

2) Vgl. S. Heiler, Analyse der Struktur wirtschaftlicher Prozesse durch Zerlegung von Zeitreihen. Diss., Tübingen 1966, S.18 f.; H.-J. Fennel, Die Spektralanalyse - ein Verfahren zur Untersuchung der Konjunkturschwankungen in ökonomischen Zeitreihen? Diss., Marburg 1977, S.41 f.

Folgende Haupteinflußfaktoren sind bei der Spektralschätzung ökonomischer Zeitreihen zu nennen¹⁾:

- (1) Anzahl der Beobachtungen n
- (2) die Gewichtsfunktion
- (3) Anzahl der Stellen, an denen das Spektrum berechnet wird
- (4) maximale Lag-Länge.

Ad(1)

Die Anzahl der Beobachtungen n ist bei ökonomischen Reihen vorgegeben und nicht manipulierbar wie bei naturwissenschaftlichen Experimenten, bei denen durch eine entsprechende Durchführung des Experiments eine als notwendig angesehene Anzahl von Beobachtungswerten generiert werden kann. Bei ökonomischen Prozessen ist es nur möglich, zu einer kleineren Beobachtungseinheit überzugehen und somit die Anzahl n zu erhöhen, z. B. von Vierteljahresdaten zu monatlichen Werten. „In diesem Fall sind jedoch, da nur zusätzliche Information über kurzfristige und nicht über langfristige Schwingungen gewonnen wird, auch nur für die kurzfristigen Zyklen zuverlässige Schätzungen zu erwarten²⁾.“

Ad(2)

Die Schätzung des nichtgeglätteten Spektrums entspricht dem klassischen Periodogrammansatz nach Schuster, welcher von der Annahme einer strikten Periodizität ausging. Das Periodogramm ist also keine konsistente Schätzung für das Spektrum eines stochastischen Prozesses, da die Varianz des Spektrums von n unabhängig ist. Es ist daher notwendig, „Gewichtungen des Periodogramms bzw. der Autokovarianzen vorzunehmen, um auf Grund einer gegebenen endlichen Realisation $\{x(t), t=1, 2, \dots, n\}$ eines reellen normalverteilten stationären stochastischen Prozesses konsistente Schätzungen durchführen zu können³⁾.“ In der Literatur werden unterschiedliche Gewichtsfunktionen (Fenster) aufgezählt und auf ihre Eigen-

1) H. König/J. Wolters, Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen, Meisenheim am Glan 1972, S.73.

2) Ebenda, S.61.

3) Ebenda, S.61.

schaften hin untersucht. Die meist angewandten Fenster sind das Parzen-Fenster und das Tuckey-Hanning-Fenster. Es kann von keiner Gewichtsfunktion gesagt werden, daß die eine der anderen in allen Punkten überlegen ist. König/Wolters¹⁾ weisen darauf hin, daß das Parzen-Fenster eine stärkere Glättung des Spektrums hervorruft, das Tuckey-Fenster eine stärkere Auflösung des Spektrums erreicht. Dies scheint für die Untersuchung von ökonomischen Zeitreihen von einigem Vorteil zu sein, da einzelne Komponenten deutlicher im Spektrum erkennbar werden²⁾.

Ad(3) und ad(4)

Bei ökonomischen Zeitreihen bleibt neben der Wahl der Gewichtsfunktion noch die Wahl der Stellen, an denen das Spektrum geschätzt werden soll und die Wahl der maximalen lag-Länge m . Für die maximale lag-Länge m werden unterschiedliche Werte angegeben, sie sollte jedoch eine Länge von $n/3$ nicht übersteigen. Es liegt das Dilemma vor, daß für große m , bei gegebener Gewichtsfunktion und Beobachtungswerten n , die Erwartungstreue der Schätzung des Spektrums gegeben ist und durch die große Anzahl m der Autokovarianzen ein besser aufgelöstes Spektrum (kleinere Bandbreiten) erreicht wird, aber auf der anderen Seite eine Vergrößerung der Varianzen der Schätzung vorliegt³⁾, d. h. Varianz und m sind direkt proportional.

Die Aufteilung des Frequenzbereiches wird üblicherweise so vorgenommen, daß das Spektrum an den Stellen $\omega_j = \frac{\pi j}{m}$, $j=0,1,\dots,m$ geschätzt werden sollte⁴⁾. Ein anderer Vorschlag von Parzen, Jenkins und Watts besteht darin, die Schätzung an den Stellen $\omega_j = \frac{\pi j}{M}$, $j=0,1,\dots,M$, wobei M das Zwei-, Drei- oder Vierfache von m sein kann, vorzunehmen⁵⁾. König/Wolters⁶⁾ weisen darauf hin, daß bei

1) Ebenda, S.72.

2) H.-J. Fennel, a.a.O., S.62.

3) Vgl. hierzu, E. Gröhn, Spektralanalytische Untersuchungen zum zyklischen Wachstum der Industrieproduktion in der Bundesrepublik Deutschland 1950-1967, Kieler Studien Bd. 108, Tübingen 1970, S.62; H. König/J. Wolters, a.a.O., S.74 ff.

4) H. König/J. Wolters, a.a.O., S.76 f.

5) Ebenda, S.76.

6) Ebenda, S.77.

Monats- oder Vierteljahreswerten M ein Vielfaches von 12 (4) sein sollte, damit die ökonomische Interpretation der Frequenzen erleichtert wird. Es muß weiterhin eine Zuordnung zwischen den Frequenzbändern und den Zeitreihenkomponenten vorgenommen werden.

Eine erfolgreiche Untersuchung von Konjunkturzyklen mit Hilfe der Spektralanalyse ist davon abhängig, inwieweit die Voraussetzungen von der Konjunkturkomponente erfüllt werden. Neben der Forderung eines schwach stationären stochastischen Prozesses steht die Länge des Beobachtungszeitraumes n , d. h. des Stichprobenumfanges im Vordergrund des Interesses. Die Wahl von n darf nicht zu gering ausfallen, da man sonst keine signifikanten Schätzwerte des Spektrums erhält. Auf der anderen Seite wird die Frage der Strukturkonstanz¹⁾ angesprochen, welche bei einem größer werdenden n verletzt wird. Es muß die Wahl des optimalen Untersuchungszeitraumes getroffen werden, um ökonomisch sinnvolle Ergebnisse zu erhalten. Die Entwicklung der Volkswirtschaft der Bundesrepublik Deutschland wird seit Anfang der siebziger Jahre durch einen fortschreitenden Strukturwandel geprägt, wie man ihn in den fünfziger und sechziger Jahren nicht gekannt hat. Insbesondere ist die Bauwirtschaft, welche im Mittelpunkt dieser Analyse stehen soll, diesem Strukturwandel unterworfen, wie schon am Anfang dieser Arbeit erwähnt wurde und damit zusätzliche Anforderungen an ein Zeitreihenverfahren stellt.

Die Anwendungsprobleme der Spektralanalyse lassen sich thesenhaft folgendermaßen zusammenfassen²⁾.

- (1) Ist eine zuverlässige Trennung von "Trend-" und "Konjunkturkomponente" möglich, wenn nur relativ kurze Reihen zur Verfügung stehen.
- (2) Einer Verlängerung der Zeitreihe steht entgegen, daß sich nicht nur die ökonomischen, soziologischen und politischen Verhältnisse ändern, sondern sich auch die Abgrenzung der

1) H. König/J. Wolters, a.a.O., S.74.

2) H.-J. Fennel, a.a.O., S.144 f., S.222-226.

ökonomischen Variablen ändert und damit nicht mehr die gleiche Größe untersucht wird; die Realisationen gehören nicht mehr dem gleichen stochastischen Prozeß an.

- (3) Inwieweit ist es möglich, Einflüsse, welche auf politischen Ereignissen beruhen, auszuschalten.
- (4) Da es nur sinnvoll ist, Zeitreihen nach 1950 zu betrachten, ist der Stichprobenumfang der Konjunkturzyklen zu gering, um einem stochastischen Modellansatz zu genügen. Auch Gröhn¹⁾ weist darauf hin, daß der Beobachtungszeitraum n in Relation zu der untersuchten Periodenlänge betrachtet werden muß.

Trotz aller Einwände, welche gegen die Anwendung der Spektralanalyse auf ökonomische Zeitreihen sprechen, ist es sinnvoll, eine solche Analyse durchzuführen, sei es, um erste Anhaltspunkte über das konjunkturelle oder saisonale Verhalten zu gewinnen oder anhand von Transferfunktionen Filterwirkungen unterschiedlicher Bereinigungsverfahren zu überprüfen, wie z. B. das Statistische Bundesamt bei der Anwendung des Berliner-Verfahrens verfährt. Des weiteren wird auch deutlich, daß die Spektralanalyse nicht allein das Problem der Zeitreihenanalyse ökonomischer Prozesse lösen kann. E. Oswald²⁾ betont zusätzlich, daß mit Hilfe der Spektralanalyse keine numerische Bestimmung der Zeitreihenkomponenten vorgenommen werden kann, da die spektrale Dichtefunktion nur die Information enthält, welche auch die Kovarianzfunktion enthält. Folgender Schluß kann nur gezogen werden: „Konzentration spektraler Masse in einem bestimmten Frequenzbereich bedeutet, daß in diesem Bereich die Variablen des Spektralprozesses eine große Varianz aufweisen. Je größer diese Varianzen sind, desto wahrscheinlicher werden die Realisationen größer als sonst ausfallen. Dies bewirkt, daß bei einer Realisation des stochastischen Prozesses X mit entsprechenden periodischen Bewegungen zu rechnen ist, falls entsprechend große $dZ(\lambda)$ realisiert wurden³⁾.“ Es wird weiter im Mit-

1) E. Gröhn, a.a.O., S.94.

2) Eugen Oswald, Möglichkeiten und Grenzen der spektralanalytischen Untersuchung ökonomischer Zeitreihen, Diss., Mainz 1976, S.106.

3) Eugen Oswald, a.a.O., S.107.

telpunkt stehen: Wie kann der Trend adäquat dargestellt werden, und auf welche Weise kann eine befriedigende Lösung bei der Trennung von Trend und zyklischen Schwankungen erreicht werden. Die Spektralanalyse verdrängte in ihren Anfängen diese Probleme. Die erfolgreiche Anwendung der Spektralanalyse ist, wie darzustellen versucht wurde, abhängig von Trendbereinigungsverfahren, um bei evolutorischen Prozessen stationäre stochastische Prozesse zu erzeugen.

VII. Möglichkeiten der Erweiterung der Basisfunktionen zur Approximation von Zeitreihen

In den klassischen Zeitreihenverfahren, wie z. B. das geschilderte alte Bundesbankverfahren oder das Shiskin-Verfahren, traten wahrscheinlichkeitstheoretische Betrachtungen in den Hintergrund. Pragmatische Gesichtspunkte waren die ausschlaggebenden Faktoren, die auch für das iterative Vorgehen verantwortlich sind, und es daher unbewußt zu einer Änderung der unterstellten Modellhypothesen kam. In erster Linie war man bemüht, die jahreszeitlichen Schwankungen auszuschalten, um die säkulare Entwicklung darzustellen. Der Faktor Zeit wurde allein in der deterministischen Komponente als wirksam betrachtet.

In der neueren Literatur¹⁾ trat die Betrachtung und Untersuchung der stochastischen Komponente in den Vordergrund. Mit der Interpretation der Störkomponente als schwach stationärer Prozeß kann mit Hilfe der Autokovarianzfunktion eine Extrapolation dieser Komponente vorgenommen werden.

In ökonomischen Zeitreihen hat jedoch die systematische Komponente ein größeres Gewicht. Ihrer Darstellung und Isolierung kommt daher besondere Bedeutung zu. Die Anwendung von linear-rekursiven Funk-

1) Vgl. u. a. G. E. P. Box/G. M. Jenkins, *Time Series Analysis forecasting and control*, San Francisco 1970; J. L. Doob, *Stochastic Processes*, New York 1967; G. W. J. Granger/M. Hatanaka, *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton 1964; E. J. Hannan, *Time Series Analysis*, London 1960.

tionen vom Exponentialtyp zur Approximation der systematischen Komponente stellt eine Erweiterung der bisher verwandten Funktionstypen dar. Exponentialfunktionen gehören wie die Polynome zu einer Klasse linear-rekursiver Funktionen, welche durch eine Differenzengleichung N-ter Ordnung

$$y_t = p_1 y_{t-1} + p_2 y_{t-2} + p_3 y_{t-3} + \dots + p_N y_{t-N}$$

mit den Anfangswerten $y_{-1}, y_{-2}, \dots, y_{-N}$ dargestellt werden können. Die Lösung dieser homogenen Differenzengleichung mit konstanten Koeffizienten umfaßt eine Linearkombination von folgenden Basisfunktionen:

G sei die Gesamtheit aller Basisfunktionen:

$$G = \left[\{\beta^t\}; \{t^v\}; \{\cos(\omega t + \psi)\}; \{\beta^t t^v\}; \right. \\ \left. \{r^t \cdot \cos(\omega t + \psi)\}; \{t^v r^t \cos(\omega t + \psi)\} \right].$$

Welche Basisfunktionen angewandt werden, hängt von den Lösungen der Wurzeln $\{z_j\}$ der zur Rekursionsgleichung $y_t = p_1 y_{t-1} + p_2 y_{t-2} + \dots + p_N y_{t-N}$ gehörenden charakteristischen Gleichung ab. Diese Lösungen können reell oder konjugiert komplex sein. Somit wird eine größere Strukturflexibilität des Ansatzes erreicht, d. h. die Rekursionsstruktur wird bei einer optimalen Anpassung einer Zeitreihe simultan geschätzt.

Eine Darstellung mit Hilfe von Polynomen stellt ein Spezialfall linear-rekursiver Funktionen dar, bei welchen die Rekursionsparameter nur vom Grade des Polynoms abhängen und über die Binomialkoeffizienten bestimmt sind, unabhängig von den Zeitreihen- und Funktionswerten. Die Rekursionsstruktur des Modells ist damit festgelegt.

Durch diese Erweiterung der Funktionstypen zur Approximation der systematischen Komponente einer Zeitreihe kann außerdem eine ökonomische Interpretation der Koeffizienten der Gleichung erreicht werden, da Wachstum und zyklische Schwankungen typische Bewegungskomponenten einer ökonomischen Zeitreihe darstellen.

Da gefordert werden soll, daß der Trend einschließlich der zyklischen Komponente einen glatten Verlauf haben soll, eignet sich weder ein autoregressiver noch ein deterministischer autoregressiver Ansatz zur Approximation. Dies soll am Beispiel eines autoregressiven Prozesses 1-ter Ordnung gezeigt werden. Ein Prozeß erster Ordnung lautet: $X_t = aX_{t-1} + U_t$.

Für den Erwartungswert gilt:

$$E(X_t) = aE(X_{t-1}) + E(U_t) ; \text{ da } E(U_t) = 0$$

$$E(X_t) = aE(X_{t-1}).$$

Nach Invertierung des Prozesses erhält man für den Erwartungswert:

$$X_t = \sum_{\kappa=0}^{\infty} a^{\kappa} U_{t-\kappa}$$

$$E(X_t) = 0.$$

Dieser Prozeß hat bei $a \rightarrow 1$ eine gegen unendlich konvergierende Prozeßvarianz.

Die systematische Komponente soll daher durch Funktionen dargestellt werden, welche einen glatten Verlauf aufweisen und von einer Störkomponente überlagert werden. Dieses Verfahren scheint des weiteren geeignet zu sein, den Gegensatz zwischen Schätz- und Approximationsproblemen zu verkleinern¹⁾, da aus Gründen der Schätzgenauigkeit ein möglichst großer Stichprobenumfang gefordert wird, welcher zu Lasten der Approximationsgenauigkeit geht. Außerdem treten bei Polynomapproximationen von niedrigem Polynomgrad, da der Beobachtungszeitraum verhältnismäßig klein ist und zuverlässige Strukturschätzungen gefordert werden, Spezifikationsfehler auf, welche bei einer Approximation mit Hilfe von linearrekursiven Funktionen vermieden werden können²⁾, da die Rekursionsstruktur im Verfahren geschätzt wird und nicht über die Binkoeffizienten festliegt.

1) W. Förster, a.a.O., S.147.

2) Ebenda, S.176 f.

Daß bisher nur Polynome zur Approximation der systematischen Komponente herangezogen wurden, liegt am Fehlen eines geeigneten Schätzverfahrens. Die Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate führt bei unbekannten Basisfunktionen zu nichtlinearen Normalgleichungen, welche nicht mit elementaren Methoden gelöst werden können, sondern nur durch ein Näherungsverfahren.

1. Darstellung

Es sei folgendes Modell vorgegeben:

$$(1) \quad X(t) = m(t) + U(t)$$

$$\text{mit } E(U(t)) = 0$$

$$E(U_t U_s) = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{für } t=s \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die systematische Komponente soll durch eine linear-rekursive Funktion $f(t)$ N -ter Ordnung dargestellt werden: $m(t)=f(t)$. Für die Rekursionsform gilt:

$$(2) \quad f(t) = \sum_{\tau=1}^N p_{\tau} f(t-\tau) .$$

Diese lineare Differenzengleichung N -ter Ordnung (2) läßt sich mit Hilfe der charakteristischen Gleichung und der folgenden Äquivalenz entsprechend dem für Polynome geltenden Vieta'schen Wurzelsatz darstellen und lösen: (Fall nichtmultipler Wurzeln) charakteristische Äquivalenz:

$$(3) \quad \prod_{j=1}^{N_1} (z - \beta_j) \cdot \prod_{j=1}^{N_2} (z^2 - 2r_j \cos \omega_j z + r_j^2) \\ = z^N - \sum_{\tau=1}^N p_{\tau} z^{N-\tau} \quad N_1 + 2N_2 = N .$$

Die nichtmultiplen Wurzeln der charakteristischen Gleichung sind Basisfunktionen linear-rekursiver Funktionen:

$$(4) \quad f(t) = \sum_{j=1}^N C_j f_j(t)$$

$\{\beta_j^t\}$: Exponentialfunktionen

$\{r_j^t \cos \omega_j \cdot t\}$; $\{r_j^t \sin \omega_j \cdot t\}$: gedämpfte, explodierende oder harmonische Schwingungen.

Bei multiplen Wurzeln erweitert sich die Lösung der Basisfunktionen um die Polynomglieder, ist $\beta=1$ erhält man die Einheitsfunktion $1^t=1$.

Die Forderung nach einer Minimum-Varianz-Schätzung und nach Erwartungstreue führt zur Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate; d. h. die Summe der Abweichungsquadrate soll zu einem Minimum werden:

$$(5) \quad G = \sum_{t=1}^n u_t^2 = \sum_{t=1}^n \left[x(t) - \sum_{j=1}^N \hat{C}_j \hat{f}_j(t) \right]^2 \Rightarrow \text{Min.}$$

Dieser Ansatz führt zu transzendenten Normalgleichungen, welche mit elementaren Mitteln nicht zu lösen sind. Zur Lösung wird ein iteratives Näherungsverfahren, das sich die Darstellung in rekursiver Form zunutze macht, vorgeschlagen.

2. Lösungsverfahren¹⁾:

Ausgehend von der rekursiven Form einer linear-rekursiven Funktion $f(t)$ N-ter Ordnung soll die Gleichung

$$f(t) = \sum_{\tau=1}^N p_{\tau} f(t-\tau)$$

bei optimalen Rekursionsparametern und Anfangswerten so an die Zeitreihe $x(t)$ angepaßt werden, daß die Summe der Abweichungsquadrate ein Minimum wird (Minimierung der Anpassungsvarianz).

1) Vgl. W. Förster, Prognose und Glättung ökonomischer Zeitreihen mittels linear-rekursiver Trendfunktionen, unveröffentlichtes Manuskript der Abtlg. für Statistik des Fachbereiches 02 der Philipps-Universität Marburg, 1977.

$$(6) \quad G = \sum_{t=1}^n u_t^2 = \sum_{t=1}^n \left[x(t) - \sum_{\tau=1}^N p_{\tau} f(t-\tau) \right]^2 = \text{Min!}$$

Um eine leichtere Interpretation der Koeffizienten zu erreichen, z. B. als Wachstumsraten oder als Amplituden, muß die Gleichung

$$f(t) = f^*(t) \text{ in Funktionsform } f^*(t) = \sum_{j=1}^N C_j f_j^*(t)$$

dargestellt werden.

Zu Beginn des Rechenganges wird beim k-ten Iterationsschritt ein Vektor der Rekursionsparameter und ein Iterationsvektor vorgegeben:

$$(7a) \quad p^k = \{p_1^k, p_2^k, \dots, p_N^k\}$$

$$(7b) \quad d^k = \{d_1^k, d_2^k, \dots, d_N^k\}.$$

Es gilt demnach:

$$(7c) \quad p^{k+1} = \{p_1^k + d_1^k, p_2^k + d_2^k, \dots, p_N^k + d_N^k\}.$$

Bei einem vorgegebenen Vektor p^k kann über die Lösungen der charakteristischen Gleichung der Vektor $f^{(k)}(t) = \{f_1^k(t), f_2^k(t), \dots, f_N^k(t)\}$ der Basisfunktionen bestimmt werden und die Summe der Abweichungsquadrate G bzw. Anpassungsvarianz minimiert werden:

$$(8) \quad Q^k = \frac{1}{n} \sum \left[x(t) - \sum_{j=1}^N C_j^k f_j^k(t) \right]^2 = \text{Min!}$$

Effiziente Iterationsvektoren $d^{(k)}$ werden derart bestimmt, daß man mit Hilfe von Differenzengleichungen Näherungswerte für die partiellen Ableitungen erster und zweiter Ordnung bestimmt und anschließend mit Hilfe des Newton-Verfahrens, der Gradienten-Methode oder sonstigen Näherungsverfahren den Iterationsvektor ermittelt. Man beginnt das Iterationsverfahren mit geeigneten Anfangsvektoren $p^{(0)}$ oder $f^{(0)}$. Eine der Haupteigenschaften des Verfahrens liegt darin, daß mit der Wahl eines Anfangsvektors $p^{(0)}$ für die Basisfunktionen nicht festgelegt wird, zu welcher Funktionsklasse die optimale Lösung führt, es können sowohl exponentielle Glieder als auch trigonometrische Glieder auftreten.

2.1 Erwartungstreue Filterschätzungen

Darstellung der Filterschätzung anhand einer linearen Funktion zur Anpassung der systematischen Komponente

Vorgegeben sei folgendes Modell:

$$(1) \quad X(t) = a+bt+U(t) = m(t)+U(t)$$

$$(1a) \quad m(t) = a+bt; \quad f_1(t)=1, \quad f_2(t)=t;$$

$$\text{mit: } E[U(t)] = 0$$

$$E[U(t)U(s)] = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{für } t=s \\ 0 & \text{sonst .} \end{cases}$$

Es soll gelten:

$$(2) \quad \hat{M}_S = \sum_{t=1}^n g_S(t)X(t) .$$

Dieser n-gliedrige Filter des zu prognostizierenden Wertes s der systematischen Komponente $m(t)$ soll zu einer erwartungstreuen Schätzung bei minimaler Varianz führen unter der Voraussetzung zeitinvarianter Gewichte $g_S(t)$ und beliebig wählbarer Basisperiode.

Die Forderung der Erwartungstreue führt zu folgendem Ansatz:

$$(3) \quad E \left[\sum_{t=1}^n g_S(t)X(t) \right] = m(s) = \sum_{t=1}^n g_S(t) [a+bt] = a+b \cdot s; \quad \text{da } E[U(t)] = 0$$

Die Erwartungstreue ist nur erfüllt, wenn folgende Nebenbedingungen gelten:

$$(4a) \quad \sum_{t=1}^n g_S(t) = 1 \quad (\text{nur notwendig, wenn ein Absolutglied vorhanden ist})$$

$$(4b) \quad \sum_{t=1}^n g_S(t)t = s .$$

Sind die Nebenbedingungen erfüllt, dann gilt:

$$(5) \quad \hat{m}(s) = \sum_{t=1}^n g_S(t)x(t) .$$

Für den Schätzfehler erhält man die Beziehung:

$$\begin{aligned}
 (6a) \quad \hat{M}_S - E(\hat{M}_S) &= \sum_{t=1}^n g_S(t) \cdot (a+bt+U(t)) - [a+bt] \\
 &= a+bt + \sum_{t=1}^n g_S(t)U(t) - a-bt \\
 &= \sum_{t=1}^n g_S(t)U(t) .
 \end{aligned}$$

Für die Varianz des Schätzfehlers gilt:

$$(6b) \quad E[\hat{M}_S - E(\hat{M}_S)]^2 = \sum_{t=1}^n g_S^2(t) \sigma_u^2 = V_S .$$

Um die Varianz V_S zu minimieren, genügt es, daß die Summe

$$\sum_{t=1}^n g_S^2(t) = G_S$$

zu einem Minimum wird. G_S wird Varianzfaktor genannt. Bei der Minimierung müssen die genannten Nebenbedingungen (4a-b) berücksichtigt werden.

$$(7) \quad H = \sum_{t=1}^n g_S(t) - \lambda_{1,S} \left(\sum_{t=1}^n g_S(t) - 1 \right) - \lambda_{2,S} \left(\sum_{t=1}^n g_S(t)t - s \right) = \text{Min!}$$

Durch partielle Differentiation nach $\lambda_{1,S}$, $\lambda_{2,S}$ und $g_S(t)$ erhält man für die Gewichte:

$$(7a) \quad g_S(t) = \frac{1}{2}\lambda_{1,S} + \frac{1}{2}\lambda_{2,S} \cdot t ; \quad t=1, \dots, n .$$

Durch Einsetzen in die jeweiligen Ableitungen können die Gewichtsfunktion und die Parameter $\lambda_{1,S}$ und $\lambda_{2,S}$ berechnet werden.

Der geschilderte Ansatz läßt sich für beliebige linear-rekursive Funktionen N-ter Ordnung verallgemeinern.

Zur Verallgemeinerung dieser Beziehungen auf Funktionen N-ter Ordnung ist es sinnvoller, zur Matrixschreibweise überzugehen.

Folgende Spaltenvektoren werden eingeführt:

$$(8a) \quad f_i = \{f_i(1), f_i(2), \dots, f_i(n)\} \quad (i=1, \dots, N) \quad (\text{Vektoren der Basisfunktionen})$$

$$(8b) \quad \bar{f}_s = \{f_1(s), f_2(s), \dots, f_N(s)\}$$

$$(8c) \quad x = \{x_1, x_2, \dots, x_n\} \quad (\text{Vektor der Beobachtungswerte})$$

$$(8d) \quad g_s = \{g_s(1), g_s(2), \dots, g_s(n)\} \quad (\text{Vektor der Gewichte})$$

$$(8e) \quad \lambda_s = \{\lambda_{1,s}, \lambda_{2,s}, \dots, \lambda_{N,s}\} \quad (\text{Vektor der Multiplikatoren})$$

Weiterhin sei:

$$(8f) \quad F = \{f_1, f_2, \dots, f_N\}.$$

Es läßt sich das oben dargestellte System folgendermaßen verallgemeinern:

$$(9a) \quad g_s = \frac{1}{2} F \lambda_s$$

$$(9b) \quad \frac{1}{2} (F'F) \lambda_s = \bar{f}_s.$$

Nach Auflösung von (9b) nach λ_s folgt:

$$(9c) \quad \lambda_s = 2(F'F)^{-1} \bar{f}_s.$$

Für die Gewichte g_s erhält man durch Einsetzen von (9c) in (9a)

$$(10) \quad g_s = (F'F)^{-1} F' \bar{f}_s.$$

Für die systematische Komponente gilt somit:

$$(11) \quad \hat{m}(s) = g_s' x = \bar{f}_s' (F'F)^{-1} F' x.$$

Für den üblichen Ansatz nach der Methode der kleinsten Quadrate gilt:

$$(12) \quad \sum_{t=1}^n u_t^2 = \sum_{t=1}^n (x_t - \sum_{j=1}^N \hat{C}_j f_j(t))^2 \Rightarrow \text{Min}.$$

Für die Lösung erhält man in Matrixschreibweise:

$$u = \{u_1, u_2, \dots, u_n\}; \quad \hat{c} = \{\hat{C}_1, \hat{C}_2, \dots, \hat{C}_N\} \quad (\text{Spaltenvektoren der Restkomponente und der Regressionskoeffizienten})$$

$$(13) \quad u'u = (x - F\hat{c})' (x - F\hat{c}) = \text{Min!}$$

Nach der Durchführung der Differentiation und Nullsetzen erhält man die Normalgleichungen und die Werte der Regressionsparameter:

$$(13a) \quad F'F\hat{C} = F'x$$

$$(13b) \quad \hat{C} = (F'F)^{-1}F'x.$$

Für die systematische Komponente an der Stelle s erhält man somit:

$$(14) \quad \hat{m}_s = \bar{f}'_s(F'F)^{-1}F'x.$$

Ein Vergleich von (11) und (14) ergibt, daß die Ergebnisse bei Regressionssschätzungen und die Ergebnisse von Filterschätzungen bei bekannten Basisfunktionen übereinstimmen.

2.2 Minimierung der Prognosevarianz

In den bisherigen Verfahren wurde die Anpassungsvarianz minimiert, um eine möglichst gute Approximation zu erhalten. Es hat sich jedoch herausgestellt, daß dieser Ansatz zu schlechten Anpassungswerten am Ende einer Zeitreihe und aus diesem Grunde zu schlechten Prognosewerten führt¹⁾.

Für Prognoseschätzungen scheint es angebracht zu sein, die Prognosevarianz für den Einzelwert zu minimieren. Es erweitert sich daher der Varianzfaktor bzw. die Anpassungsvarianz folgendermaßen:

$$V_s^* = (1 + G_s) \sigma_u^2.$$

Die Anpassungsvarianz bzw. Prognosevarianz muß aus dem empirischen Datenmaterial geschätzt werden:

$$\hat{s}_u^2 = \frac{N-n}{n} \sum_{t=1}^n (x_t - \hat{f}(t))^2.$$

Es gilt dann für die Prognosevarianz des Einzelwertes:

$$\hat{V}_s^* = (1 + \sum_{t=1}^n g_s^2(t)) \hat{s}_u^2.$$

1) Das zeigen auch die Erfahrungen, die das Statistische Bundesamt mit der Anwendung des Berliner-Verfahrens gemacht hat. Insbesondere treten Schwierigkeiten auf, wenn eine Änderung des konjunkturellen Musters oder ein Strukturumbruch im Gange sind, wie das z. B. für die Bauwirtschaft der Fall ist. Es ist zu fragen, inwieweit der erweiterte Ansatz flexibel genug ist, diese Umbrüche nach 1973 zu erfassen, da die Trendfunktion im Verfahren selbst optimal bestimmt werden soll und nicht schon vorher festgelegt wird.

2.3 Vergleich der Prognosevarianz bei Polynomschätzungen und Schätzungen mittels linear-rekursiver Funktionen

Wie oben dargelegt, setzt sich die Prognosevarianz aus 2 Faktoren zusammen: der Anpassungsvarianz σ_u^2 und dem Varianzfaktor $\sum_t g_s^2(t)$. s ist der zu schätzende Wert, t gibt die Länge des Stützbereiches an, g sind die Filtergewichte. Für den Verlauf der Prognosevarianz ist die Größe $\sum_t g_s^2(t)$ ausschlaggebend. Es zeigt sich, daß die Prognosevarianz bei exponentiellen Ansätzen, welche zur Lösungsgesamtheit linear rekursiver Funktionen gehören, geringer ist, da der Varianzfaktor kleiner ist. Bei Polynomansätzen 2. Grades sind die Gewichte selbst ein Polynom, die Werte am Anfang und am Ende einer Zeitreihe gehen mit relativ großen Gewichten in die Schätzung ein. Damit ist die Schätzung der Anfangs- und Endwerte sehr anfällig gegenüber Extremwerten, wie auch die Praxis bestätigt. Liegt der Schätzwert in der Mitte des Stützbereiches, ist die Varianz am geringsten. Es zeigt sich, daß eine Normierung der Summe der Gewichte auf 1 vorgenommen werden sollte. Diese Normierung ist aber nur gewährleistet, wenn bei der Schätzung ein Absolutglied berücksichtigt wird. Soll der Einzelwert selbst prognostiziert werden, muß eine Erweiterung des Varianzfaktors G_s um den Wert 1 vorgenommen werden.

In der folgenden Tabelle sind die Filtergewichte für die Prognose über $s=9$ Monate eines linearen Ansatzes, eines Polynoms 2. Grades und einer Exponentialfunktion zusammengestellt:

Prognose über $s=9$ Monate; Filterlänge $n=24$; Gewichte $g_g(t)$ ¹⁾

t	$x_t = A+Bt$	$x_t = A+Bt+Ct^2$	$x_t = A+B \cdot 0,98^t$
	$g_g(t)$	$g_g(t)$	$g_g(t)$
1	-0,1633	0,5527	-0,1426
2	-0,1455	0,3837	-0,1241
3	-0,1277	0,2317	-0,1060
4	-0,1099	0,0967	-0,0883
5	-0,0921	-0,0213	-0,0709
6	-0,0742	-0,1223	-0,0539
7	-0,0563	-0,2064	-0,0372
8	-0,0386	-0,2735	-0,0208
9	-0,0207	-0,3236	-0,0048
10	-0,0029	-0,3567	0,0109
11	0,0149	-0,3728	0,0263
12	0,0328	-0,3720	0,0414
13	0,0506	-0,3541	0,0562
14	0,0684	-0,3193	0,0707
15	0,0862	-0,2675	0,0849
16	0,1041	-0,1988	0,0988
17	0,1219	-0,1130	0,1124
18	0,1397	-0,0103	0,1258
19	0,1575	0,1094	0,1389
20	0,1754	0,2461	0,1517
21	0,1932	0,3998	0,1643
22	0,2110	0,5704	0,1767
23	0,2288	0,7581	0,1887
24	0,2467	0,9627	0,2006
Eg	1	1	1
Eg^2	0,4071	3,5684	0,2970

Aus dieser Tabelle kann man entnehmen, daß die Prognosevarianz bei einem linearen Ansatz 40 % der Anpassungsvarianz beträgt, bei einem Polynom das 3,5-fache und bei einem exponentiellen Ansatz nur 30 %. Bei der Exponentialfunktion ist die Reduktion der Anpassungsvarianz am größten.

1) Beispiel entnommen: W. Förster, „Prognose und Glättung von Zeitreihen mittels linear-rekursiver Funktionen“, unveröffentlichtes Referat der Abteilung für Statistik des FB 02 der Philipps-Universität Marburg, S.15.

2.4 Interpretation der Koeffizienten:

Bezeichnung der Koeffizienten¹⁾:

Es wird von der Normalform einer linear-rekursiven Funktion N-ter Ordnung ausgegangen:

$$f(t) = \sum_{j=1}^{N_1} C_j \beta_j^t + \sum_{j=1}^{N_2} r_j^t (A \cos \omega_j t + B_j \sin \omega_j t) ,$$

$$\text{mit } N = N_1 + N_2 .$$

Es gilt für die Rekursionsform:

$$f(t) = \sum_{\tau=1}^N p(\tau) f(t-\tau)$$

mit dem Anfangsvektor: $f_A = \{f_{-1}, f_{-2}, \dots, f_{-N}\}$

und $p(\tau)$ als Rekursionsparameter.

Für die Funktionsstruktur gilt:

β_j, r_j, ω_j : charakteristische Parameter;

C_j, A_j, B_j : spezielle Parameter, Regressionsparameter.

Möglichkeiten der Interpretation der Parameter in Anlehnung an die dynamische Wirtschafts- und Wachstumstheorie (Beispiel in Anlehnung an A. E. Ott²⁾):

Es wird eine Differenzengleichung 1. Ordnung vorgegeben:

$$f(t) = p(1)f(t-1);$$

$$f(t) = C_1 \beta_1^t.$$

Der charakteristische Parameter β_1 kann in diesem stark vereinfachten Beispiel folgende Werte annehmen:

1) Vgl. W. Förster, a.a.O., Abb. S.131.

2) A. E. Ott, Einführung in die dynamische Wirtschaftstheorie, Göttingen 1963, S.40-42.

1. $\beta_1 > 1$: exponentielles Wachstum
2. $\beta_1 = 1$: stationäre Entwicklung
3. $0 < \beta_1 < 1$: asymptotische Näherung an die Zeitachse
4. $-1 < \beta_1 < 0$: gedämpfte Schwingungen
5. $\beta_1 = -1$: gleichbleibende Schwingungen
6. $\beta_1 < -1$: zunehmende Schwingungen.

Die Werte, die der Parameter β bei 4, 5 und 6 annimmt, sind zur Darstellung ökonomischer Entwicklungen nicht geeignet.

Der spezielle Parameter C_1 bestimmt den Ausgangspunkt der zeitlichen Entwicklung in t .

Bei Differenzengleichungen höherer Ordnung findet eine Überlagerung der einzelnen Bewegungsrichtungen statt. Welche Komponente ausschlaggebend für die zeitliche Entwicklung ist, hängt von der dominierenden Wurzel ab, d. h. dem charakteristischen Parameter mit dem absolut größten Wert. Der zu dieser Wurzel gehörende spezielle Parameter bestimmt, ob ein monotones Absinken oder Ansteigen zu verzeichnen ist.

Treten konjugiert-komplexe Wurzeln auf, so läßt sich über den trigonometrischen Ausdruck $r^t (\text{Acos}\omega t + \text{Bsin}\omega t)$ folgendes für die zeitliche Entwicklung sagen: Der Klammerausdruck beinhaltet eine periodische Funktion mit regelmäßigen, gleichbleibenden Schwingungen. Ist der Modul $r > 1$, so bedeutet dies eine zunehmende Amplitude, $r < 1$ gedämpfte Schwingungen, $r = 1$ bedeutet keine Veränderung des Klammerausdrucks.

Auf Grund der oben genannten Aussagen kann eine ökonomische Interpretation vorgenommen werden:

- $\beta_j > 1$: exponentieller Trend, Wachstumsfaktor
- $0 < \beta_j < 1$: sinkendes Wachstum
- C_j : gibt das Verhältnis der Bewegungskomponenten in der Basisperiode an.

Mit zunehmenden t bestimmt die dominierende Wurzel die zeitliche Entwicklung.

Die trigonometrischen Glieder können als Konjunkturschwingungen oder langfristige Wachstumsbewegungen (abhängig von der Schwingungsdauer) interpretiert werden. „Bei reellem positiven β_k wird durch das Glied $C_k \beta_k^t$ ein exponentieller Trend mit dem Wachstumsfaktor β_k beschrieben; C_k gibt die Größe dieses Trends in der Basisperiode $t=0$ an. Das Verhältnis, in denen verschiedene C_k zueinander stehen, ist daher Ausdruck für das relative Gewicht, das den einzelnen Gliedern in der Basisperiode zukommt ... Die trigonometrischen Glieder beschreiben im allgemeinen gedämpfte oder explodierende Schwingungen mit r als Dämpfer- bzw. Vergrößerungsfaktor¹⁾.“

Es ist zu fragen, wie die gewählten Funktionen den gesamten Verlauf einer Zeitreihe bestimmen. Die Größe der jeweiligen Regressionskoeffizienten ist ausschlaggebend für die Ausgangslage:

$\beta > 1$ und ist der dazugehörige Regressionskoeffizient im Verhältnis zum Absolutglied C_0 klein, so wird diese Komponente im Endbereich des Anpassungszeitraumes überwiegen;

$\beta < 1$ und der dazugehörige Regressionskoeffizient groß, so ist der Einfluß dieser Komponente am Anfang des Anpassungszeitraumes größer als am Ende.

3. Grundmodelle²⁾

In dem bis jetzt vorliegenden Grundmodell zur Darstellung der Trend- und Konjunkturkomponente mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen, für welches ein EDV-Programm³⁾ vorliegt, werden zwei Basisfunktionen $f_1^*(t)$ und $f_2^*(t)$ optimal aus den im Iterationsprozeß ermittelten optimalen Rekursionsparametern bestimmt. Die Lösungen der Wurzeln der charakteristischen Gleichung können reell

1) W. Förster, Zerlegung und Lösung diskreter ökonomischer Prozeßmodelle, Tübingen 1969, S.130.

2) Vgl. W. Förster, Prognose und Glättung ökonomischer Zeitreihen mittels linear-rekursiver Trendfunktionen, unveröffentlichtes Manuskript, Marburg 1977, S.16 ff.

3) An dieser Stelle möchte die Verf. Herrn Dr. Hans-Jürgen Fennel für die Unterstützung bei der Einarbeitung in die Benutzung der benötigten EDV-Programme danken.

oder konjugiert komplex auftreten. Reelle Wurzeln beinhalten 2 Exponentialfunktionen, konjugiert komplexe Wurzeln eine Sinus- und Cosinusschwingung. Das Grundmodell kann um eine Konstante und um eine Funktion, welche einen linearen Trend darstellt, erweitert werden, zusätzlich ist eine Erweiterung durch Produkte derart β^t , $\beta^t t^2$, ... möglich.

Es kann mit Prognose- oder Anpassungsvarianz gerechnet werden, mit den Originalwerten oder deren Logarithmen. Ein additiver Ansatz der Logarithmen bedeutet ein multiplikativer Ansatz in den Originalwerten.

In den meisten Fällen erscheint es auf Grund des empirischen Datenmaterials notwendig, eine Saisonbereinigung der Zeitreihe vorzunehmen. Dies trifft in besonderem Maße für die Reihen der Bauwirtschaft zu, welche eine starke Saisonabhängigkeit aufweisen. Das Grundmodell kann um eine starre Saisonschätzung erweitert werden.

4. Das Box-Jenkins-Verfahren im Vergleich mit der Approximation der Zeitreihenkomponenten mittels linear-rekursiver Funktionen

Box-Jenkins¹⁾ gehen bei ihrem Verfahren von einem stationären stochastischen Prozeß z_t aus. Er kann erzeugt werden, wie schon oben erwähnt, durch einen Moving-Average-Prozeß, Autoregressiven-Prozeß oder einen gemischten Autoregressiven-Moving-Average-Prozeß. Box-Jenkins verwenden in ihrem Modell den letztgenannten Prozeß:

$$(1) \quad z_t = \phi_1 z_{t-1} + \dots + \phi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} ;$$

a_t ist ein white-noise-Prozeß.

1) G. E. P. Box/G. M. Jenkins, Time Series Analysis Forecasting and control, San Francisco 1970.

Dieser Modellansatz führt zu $p+q+1$ unbekannten Parametern:

$\phi_1, \dots, \phi_p; \theta_1, \dots, \theta_q; \sigma_a^2$, welche aus den vorhandenen Daten geschätzt werden müssen. Die Darstellung einer stationären Zeitreihe durch ein gemischtes Modell führt zu einer Reduktion der zu schätzenden Parametern gegenüber den reinen Modellansätzen des MA-Prozesses oder AR-Prozesses¹⁾, denn in vielen Fällen ist p und q nicht größer als zwei. Unter Verwendung von Verschiebungsoperatoren läßt sich die Gleichung (1) leichter schreiben als:

$$(2) \quad \phi(B)z_t = \theta(B)a_t.$$

Bei der Anwendung dieses Modellansatzes auf ökonomische Zeitreihen stößt man jedoch auf das Problem, daß ökonomische Zeitreihen von einem zeitabhängigen Trend und einer Saisonschwankung überlagert werden. Die Trendkomponente kann mit Hilfe eines Differenzenfilters bestimmter Ordnung ausgeschaltet werden, d. h. das Modell wird um einen Differenzenoperator d -ter Ordnung erweitert. Box-Jenkins nennen dieses erweiterte Modell ein Autoregressives-Integriertes-Moving-Average-Modell: ARIMA (p, d, q)²⁾.

Die Saisonfigur wird mit Hilfe eines Saisondifferenzen-Operators herausgefiltert.

Die Eliminierung der Trendkomponente entspricht der Variate-Difference-Methode und ist damit auf die Darstellung des Trends mit Hilfe von Polynomen zurückführbar³⁾.

1) G. E. P. Box/G. M. Jenkins, a.a.O., S.73 ff.

2) Ebenda, S.87 ff.

3) Vgl. M. G. Kendall, Time Series, London 1973, S.47. "If we have a series consisting of a polynomial (or represented locally by a series of polynomials) together with a superposed random element, it is natural to consider whether we can get rid of the polynomial part by successive differencing of the series. We know, infact, that the differences of a polynomial of order k are represented by a polynomial of order $k-1$. If then the series embodies a polynomial of order p , successive differencing $p+1$ times will obliterate it and leave with elements based on the random constituent of the original series."

Gegenüber den herkömmlichen Verfahren besteht die Überlegenheit des Box-Jenkins-Verfahrens darin, daß man die Möglichkeit hat, für jede Zeitreihe ein spezifisches Modell zu bilden. Dies wird von vielen auch als eine Schwäche angesehen, da dadurch eine quasi-subjektive Einflußmöglichkeit in bezug auf die Modellbildung besteht und damit bei unerfahrenen Benutzern zu Fehlprognosen führen kann.

Bei der Überprüfung des Verfahrens an empirischen Zeitreihen sind folgende Schritte zu bewältigen¹⁾:

1. Bestimmung der Modellstruktur
2. Schätzung der Parameter
3. Testen der Güte des ausgewählten Modells.

Bei der Bestimmung der Modellstruktur muß die Frage gelöst werden, wie sind p , d und q zu wählen? An dieser Stelle ist der durchaus ernstzunehmende Vorwurf der durch das Verfahren induzierten Subjektivität zu nennen.

Die Güte eines Verfahrens wird dadurch mitbestimmt, inwieweit eine Adaption an einem sich ändernden Trend erfolgt bzw. an Änderungen des konjunkturellen Musters.

Das Zeitreihenverfahren, das auf der Gesamtheit linear-rekursiver Funktionen aufbaut, führt bei der Bestimmung der Funktionen zur Lösung einer linear-homogenen Differenzengleichung N -ter Ordnung. Man geht von einer Linearkombination linear-rekursiver Funktionen aus, welche zur Darstellung der deterministischen Komponente geeignet erscheinen. Die rekursive Darstellung dieser Komponente zeigt deren Eigenverhalten. Die Lösung der charakteristischen Gleichung ergibt die gesuchten Funktionen. Da die Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate zu transzendenten Normalgleichungen führt, muß zu einem Näherungsverfahren gegriffen werden, wie oben angeführt wurde. Für die Restkomponente gelten die Annahmen der klassischen Zeitreihenverfahren.

1) Thomas Fischer, Anwendung der univariaten Box-Jenkins-Prognosetechnik auf makroökonomische Prozesse - Erfahrungen und Ergebnisse, Universität Stuttgart o. J., S.11.

Der Grundansatz bei Box-Jenkins ist dagegen der, daß man von der Darstellung eines stationären stochastischen Prozesses ausgeht und von der deterministischen Komponente zu Anfang abstrahiert. Die Darstellung der deterministischen Komponente erfolgt wie bei den klassischen Verfahren durch einen Polynomansatz, wenn auch dies durch die Benutzung eines Differenzenfilters nicht klar erkennbar ist. Das Neue beim Box-Jenkins-Verfahren besteht darin, daß man von der klassischen Annahme einer unkorrelierten Störkomponente abgeht und über die Annahme der Autokorrelation der stochastischen Komponente deren Darstellung und Prognostizierbarkeit ermöglicht. Beide Verfahren haben die Darstellung unterschiedlicher Komponenten zum Ziel: Box-Jenkins den stochastischen Prozeß, Förster den systematischen Teil einer Zeitreihe. Ein weiterer Hauptunterschied der beiden Verfahren besteht darin, daß beim ARIMA-Prozeß $[p,d,q]$ die Prozeßstruktur durch Bestimmung der Größen p , d , q festgelegt ist und nicht im Optimierungsprozeß selbst bestimmt wird, sondern diesem vorgelagert ist. Bei der Darstellung der Zeitreihe mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen wird die Struktur der Reihe im Optimierungsprozeß selbst festgelegt, somit kann auf die individuellen Eigenschaften einer Reihe eingegangen werden.

VIII. Statistisches Ausgangsmaterial

1. Bauberichterstattung - Bautätigkeitsstatistik

Die Zeitreihen der Bauwirtschaft, welche untersucht werden sollen, werden der Bautätigkeitsstatistik und der Bauberichterstattung des Statistischen Bundesamtes entnommen.

Bautätigkeitsstatistik¹⁾

Die Bautätigkeitsstatistik setzt bei den Investoren:

- Unternehmen und freie Berufe
- Staat

1) Vgl. Aufbau eines Statistischen Informationssystems der laufenden Bautätigkeitsstatistik, Forschungsauftrag des Bundesministers für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau, 1975; Forschungsbeauftragter Statistisches Bundesamt, bearbeitet unter wissenschaftlicher Leitung von Prof. A. Sobotschinski.

- Organisationen ohne Erwerbscharakter
 - private Haushalte
- an.

Die oben stehende Gliederung stimmt im wesentlichen mit der Sektoreneinteilung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung überein. Ausgangspunkt dieser Statistik sind die Bauprojekte.

Bauberichterstattung

Im Gegensatz zur Bautätigkeitsstatistik erfaßt die Bauberichterstattung die am Baugeschehen beteiligten Unternehmen und Betriebe und gibt Auskunft über die Inanspruchnahme der Produktionsfaktoren. Es soll eine Aussage über den Auslastungsgrad der Baukapazität gemacht werden.

Beide Statistiken sollen der kurzfristigen Konjunkturbeobachtung dienen.

Kritikpunkte

Beim Erhebungsbereich der Bauberichterstattung bleiben alle Leistungen des Ausbaugewerbes ausgeschlossen. Einige Zweige des Ausbaugewerbes werden zwar in der vierteljährlichen Handwerksberichterstattung erfaßt, jedoch nur mit einem sehr begrenzten Merkmalskatalog. Ferner bleiben in dieser Statistik in einem großen Maße der Fertigbau und der gesamte Eigenbau von Industrieunternehmen, die eigene Bautrupps unterhalten, und von privaten Haushalten unberücksichtigt. In der Bautätigkeitsstatistik werden die angeführten Leistungen erfaßt. Die Neuordnung der Berichterstattung ab 1977 kann im folgenden nicht berücksichtigt werden, ein Vergleich mit der alten Systematik ist problematisch, da Erweiterungen und Neugliederungen stattgefunden haben. Geplant wird eine Umstellung des Erhebungssystems, welche den Anforderungen der Bau- und Wohnungswirtschaft besser gerecht werden soll. Da in Zukunft mit einer stärkeren Bedeutung des Nichtwohnungsbaus zu rechnen ist, ist eine Neuabgrenzung in bezug auf den Wohnungsbau notwendig. Um einen besseren Überblick über die Nachfragestruktur und deren konjunkturelle Veränderung zu erhalten, fehlen Informationen über

einzelne Gebäudearten, zu nennen wäre an dieser Stelle der private und öffentliche Infrastrukturbereich. Es zählen nunmehr 22 Wirtschaftszweige zum Bauhauptgewerbe¹⁾. 8 Zweige wurden neu hinzugefügt, dazu zählen 4 Zweige des Fertigteilbaus im Hochbau, 3 Zweige des ehemaligen Bauhilfsgewerbes und die Bergbauliche Tiefbohrung, Aufschließung, Schachtbau. Außerdem werden einige Zweige tiefer aufgegliedert - wie z. B. Tief- und Ingenieurbau.

Es findet zusätzlich ein Übergang bei der Abgrenzung des Berichtskreises auf das Unternehmenskonzept statt, bisher waren nur Betriebe des Bauhauptgewerbes mit 20 Beschäftigten und mehr sowie Arbeitsgemeinschaften berichtspflichtig, der neue erweiterte Berichtskreis umfaßt Betriebe des Bauhauptgewerbes von Unternehmen des Produzierenden Gewerbes mit 20 Beschäftigten und mehr, Betriebe des Bauhauptgewerbes mit 20 Beschäftigten und mehr von Unternehmen außerhalb des Produzierenden Gewerbes sowie Arbeitsgemeinschaften.

2. Untersuchte Baureihen

Die der Untersuchung zugrunde liegenden Zeitreihen der Bauwirtschaft wurden den Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes, Wiesbaden entnommen (Fachserie E: Bauwirtschaft, Bautätigkeit, Wohnungen: Reihe 1 Ausgewählte Zahlen für die Bauwirtschaft; Wirtschaft und Statistik; Indikatoren zur Wirtschaftsentwicklung).

In den meisten Fällen konnten nur Zeitreihen ab 1962 bzw. 1964 bis 1976 betrachtet werden. Für einige Reihen konnte eine Verlängerung bis 1950 vorgenommen werden. Dies stößt jedoch auf große praktische und methodische Schwierigkeiten. Zum einen sind die Probleme der Indexverkettung zu nennen, zum anderen der wechselnde Gebietsstand (mit/ohne Saarland, mit/ohne West-Berlin) und die Änderung der sachlichen Abgrenzung der erhobenen Merkmale. Der Endpunkt der Betrachtung wurde mit der Umstellung der Statistik im Produzierenden Gewerbe 1977 gesetzt.

1) Vgl. Wirtschaft und Statistik, Heft 9, 1977, S.584 f.

IX. Konjunkturpolitische Maßnahmen im Zeitraum von 1950-1976

Von 1950-1967 können keine direkten Maßnahmen des Staates zur Konjunktursteuerung nachgewiesen werden. Der Einfluß auf die Bauwirtschaft bewegt sich innerhalb des öffentlich geförderten sozialen Wohnungsbauprogramms und Hoch- und Tiefbauten. Es wurde die Herstellung eines nur von Marktgesetzen abhängigen Wohnungsbaumarktes angestrebt. Die direkten Subventionen an das Wohnungswesen betragen im Zeitraum 1951-1969 für Bund und Länder 5,7 Mrd DM¹⁾, die indirekten Subventionen umfaßten von 1959-1967 einen Betrag von 13,6 Mrd DM²⁾. Die Jahre nach 1945 bis 1960 können als die Aufbaujahre bezeichnet werden.

Mit der ersten Rezession nach dem 2. Weltkrieg begann 1967 die bewußte Anwendung der Fiskalpolitik zur Konjunktursteuerung. Im folgenden sollen kurz die Maßnahmen des Staates seit 1967 genannt werden, soweit sie Auswirkungen auf die Bau- und Bauwirtschaft haben³⁾:

- 1967: 1. Konjunkturprogramm
2. Konjunkturprogramm

1969: Zur Konjunkturdämpfung beschließt die Bundesregierung folgende haushaltspolitische Maßnahmen:

1. Verlängerung der Haushaltssperre bis Ende 1969
2. Steuermehreinnahmen, die nicht in die Konjunkturausgleichsrücklage fließen, sollen konjunkturpolitisch neutralisiert werden.

1970: 1. Sperrung von ungefähr 30 v. H. des Haushaltsvolumens zur Konjunkturdämpfung. Dadurch soll die Auftragsvergabe an den Bausektor, insbesondere Straßenbau, eingeschränkt werden.

1) Vgl. Démètre Zavlaris, Die Subventionen in der Bundesrepublik seit 1951, Eine Untersuchung ihres Umfangs, ihrer Struktur und ihrer Stellung in der Finanz- und Volkswirtschaft, DIW-Beiträge zur Strukturforchung, Heft 14, 1970, S.41.

2) Ebenda, S.41.

3) Die folgenden Angaben wurden entnommen: Enquete über die Bauwirtschaft (Hrsg. DIW, Prognos A. G. u. a.), Stuttgart 1973, Bd. 1, S.266 ff., den Finanzberichten der Bundesregierung 1974, 1975, 1976, 1977.

2. Aussetzung der degressiven Abschreibung für bewegliche Wirtschaftsgüter und Betriebsgebäude, deren Baugenehmigung im Zeitraum 6.7.70 und 31.1.71 beantragt wurde.

- 1971: Beschluß eines Stabilisierungsprogramms, das insbesondere die Ausgaben für den sachlichen Verwaltungsaufwand, für Zuweisungen und Zuschüsse für Baumaßnahmen sowie sonstigen Investitionen und -maßnahmen einschränken soll.
- 1972: Rückzahlung des Konjunkturzuschlages zur Einkommens- und Körperschaftssteuer.
- 1973: 1. Stabilitätsprogramm, das eine Aufhebung der degressiven Abschreibung bei Gebäuden nach § 7, Abs. 5 Einkommenssteuergesetz beinhaltet.
2. Stabilitätsprogramm, mit folgenden für die Bauwirtschaft wichtigen Maßnahmen: - Einschränkung der Gebäudeabschreibungen nach § 7, Abs. 5 EStG. für alle Gebäude mit Ausnahme der Gebäude, die nach dem 2. Wohnungsbaugesetz gefördert werden. - Für Einfamilienhäuser, Zweifamilienhäuser und Eigentumswohnungen, für die der Antrag auf Baugenehmigung nach dem 8.5.1973 und vor dem 1.5.1974 gestellt wird, werden erhöhte Absetzungen nach § 7b EStG. ausgeschlossen.
- 1974: Die Bundesregierung beschließt ein einmaliges strukturelles und regionales Sonderprogramm in Höhe von 0,6 Mrd DM für Infrastrukturausgaben des Bundes und der Gemeinden. Die Länder beteiligen sich zusätzlich mit 0,3 Mrd DM an den Infrastrukturinvestitionen in den Gemeinden. Gewährung von Investitionszuschüssen von 7,5 v. H. im Bereich des sozialen Wohnungsbaus und eine Einführung einer zeitlich begrenzten Gewährung einer Investitionszulage zur Konjunkturbelebung in Höhe von 7,5 v. H. für betriebliche Investitionen.
- 1975: Die Bundesregierung beschließt ein Programm zur Stärkung von Bau- und anderen Investitionen mit einem Volumen von 5,75 Mrd DM.
- 1976: Die Bundesregierung beschließt zusätzliche arbeitsmarktpolitische Beschäftigungshilfen.

Zusätzlich muß noch die Vermögensbildungspolitik des Staates über die Bausparkassen erwähnt werden.

X. Datierung von Wendepunkten der allgemeinen konjunkturellen Entwicklung in der Bundesrepublik Deutschland

Im folgenden sollen einige Abgrenzungen von Konjunkturzyklen dargelegt werden, wie sie in verschiedenen empirischen Studien anzutreffen sind. Je nach Datenmaterial, d. h. ob Monatswerte, Quartalswerte oder Jahreswerte zugrunde lagen, werden die Wendepunkte der konjunkturellen Entwicklung monats-, quartals- oder jahresweise festgelegt. Die Untersuchungen enden im Jahre 1967 bzw. 1972.

1) H. Abels¹⁾:

1. Zyklus: Abschwung	-	bis 1. Quart. 1952
2. Zyklus: Aufschwung	2. Quart. 1952	bis 4. Quart. 1954
Abschwung	1. Quart. 1955	bis 1. Quart. 1958
3. Zyklus: Aufschwung	2. Quart. 1958	bis 1. Quart. 1960
Abschwung	2. Quart. 1960	bis 1. Quart. 1963
4. Zyklus: Aufschwung	2. Quart. 1963	bis 4. Quart. 1964
Abschwung	1. Quart. 1965	bis 1. Quart. 1967
5. Zyklus: Aufschwung	2. Quart. 1967	bis 2. Quart. 1969
Abschwung	3. Quart. 1969	bis 4. Quart. 1971
6. Zyklus: Aufschwung	1. Quart. 1972	-

Dauer der Konjunkturphasen²⁾

Zyklus	Aufschwung	Abschwung	insges.
1	-	-	-
2	2,75 J.	3,25 J.	6 J.
3	2 J.	3 J.	5 J.
4	1,75 J.	2,25 J.	4 J.
5	2,25 J.	2,5 J.	4,75 J.
6	-	-	-

1) Siehe H. Abels, Eine statistische Analyse der Lag-Beziehungen zwischen konjunkturrelevanten, makroökonomischen Zeitreihen für die Bundesrepublik Deutschland, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung, Bd. 77, Meisenheim am Glan 1974, S.35.

2) Ebenda.

2) W. Vomfelde¹⁾:

1. Zyklus: Aufschwung 4. Quart. 1953 bis 4. Quart. 1955
Abschwung 4. Quart. 1955 bis 4. Quart. 1958

2. Zyklus: Aufschwung 4. Quart. 1958 bis 1. Quart. 1961
Abschwung 1. Quart. 1961 bis 2. Quart. 1963

3. Zyklus: Aufschwung 2. Quart. 1963 bis 1. Quart. 1965

Der 1. Zyklus entspricht bei Abels dem 2. Zyklus, der 2. dem 3. usw.

Dauer der Konjunkturphasen²⁾

Zyklus	Aufschwung	Abschwung	insges.
1	2 J.	3 J.	5 J.
2	2,25 J.	2,25 J.	4,5 J.
3	1,75 J.		

3) Tichy³⁾ legt die Wendepunkte folgendermaßen fest:

Höhepunkte	Tiefpunkte
2. Quart. 1956	1. Quart. 1958, T 1959
1. Quart. 1961	1. Quart. 1963
1. Quart. 1965	1/2. Quart. 1967
1. Quart. 1970/71	2. Quart. 1972

Festlegung der Zyklen:

1. Zyklus: H/H 2. Quart. 1956 - 1. Quart. 1961
T/T 1. Quart. 1958/59 - 1. Quart. 1963

2. Zyklus: H/H 1. Quart. 1961 - 1. Quart. 1965
T/T 1. Quart. 1963 - 1/2. Quart. 1967

3. Zyklus: H/H 1. Quart. 1969 - 1. Quart. 1970/71
T/T 1/2. Quart. 1967 - 2. Quart. 1972

1) W. Vomfelde, Langfristige Wandlungen im Konjunkturtyp und ihre Erklärung, Diss., Hamburg 1971, S.99 f.

2) Ebenda.

3) G. Tichy, Konjunkturschwankungen, Theorie, Messung, Prognose, Berlin 1976, S.66.

Länge der Konjunkturzyklen:

1. Zyklus H/H 4,5 J. T/T 4-5 J.
2. Zyklus H/H 4 J. T/T 4-4,5 J.
3. Zyklus H/H 5-6 J. T/T 5-5,5 J.

H/H: Zyklus gemessen von Hochpunkt zu Hochpunkt

T/T: Zyklus gemessen von Tiefpunkt zu Tiefpunkt

- 4) Hopp¹⁾ legt die Zyklen der Bundesrepublik Deutschland folgendermaßen fest:

1. Zyklus: 2. Halbj. (3. Quart.) 1954-1. Halbj. (1. Quart.) 1959
2. Zyklus: 2. Halbj. (3. Quart.) 1959-1. Halbj. (1. Quart.) 1963
3. Zyklus: 2. Halbj. (3. Quart.) 1963-1. Halbj. (1. Quart.) 1967

Gemessen wird der Zyklus von Tiefpunkt zu Tiefpunkt.

Die angeführten Autoren legen folgende Reihen der Zyklusbestimmung zugrunde:

Abels und Hopp: Wachstumsraten des Bruttosozialprodukts

Tichy : Schwankungen im Auslastungsgrad des Produktionspotentials

Vomfelde : Schwankungen von Produktionsreihen.

Hinzu kommt, daß Abels und Hopp Konjunkturschwankungen als zunehmende und abnehmende Wachstumsraten interpretieren.

Die Jahre von 1945-1950 werden von den genannten Autoren nicht in die Konjunkturanalyse mit einbezogen. Für den letzten abgeschlossenen Zyklus kann vorläufig gesagt werden, daß, gemessen am Nettoproduktionsindex für die gesamte Industrie, der Aufschwung vom 1. Quartal 1972 bis zum 4. Quartal 1973 dauerte und der Abschwung vom 1. Quartal 1974 bis zum 2. Quartal 1975. Ab 1967 bis 1976 durchlief die Gesamtwirtschaft 2 volle Zyklen.

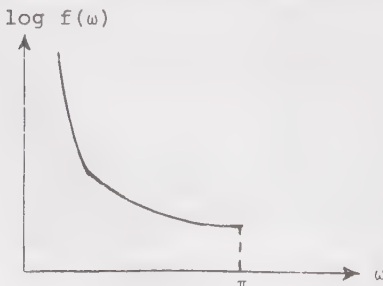
1) R. Hopp, Schwankungen des wirtschaftlichen Wachstums in Westdeutschland 1954-1967. Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung, Bd. 30, Meisenheim am Glan 1969, S.5.

XI. Spektralanalyse der Originalreihen der Bauwirtschaft

Als erste Orientierung zur Datierung von Konjunkturzyklen der Bauwirtschaft soll eine Spektralanalyse der Originalreihen durchgeführt werden, obwohl Bedenken vorhanden sind, da keine trendfreien Reihen vorliegen. Die methodischen Probleme sollen jedoch in den Hintergrund treten, da nur geprüft werden soll, ob eine Konzentration der Spektraldichte im Konjunkturband vorhanden ist.

Eine erste Betrachtung der Korrelogramme einiger Baureihen ergibt, daß der Verlauf durch den Saisoneinfluß geprägt wird. Um einen Eindruck vom zyklischen Verhalten einer Baureihe zu erhalten, ist es notwendig, zu Anfang eine Saisonbereinigung vorzunehmen. Eine Spektralanalyse der unbereinigten Reihen ergibt den typischen Verlauf eines Spektrums bei evolutorischen Prozessen, wie es bei Granger¹⁾ zu finden ist: eine hohe Konzentration der Spektraldichte im Niederfrequenzbereich. Des weiteren wird die starke Saisonabhängigkeit der Baureihen durch entsprechende lokale Gipfel der Spektraldichte bei den saisonkonsistenten Winkeln bestätigt. Eine Differenzierung zwischen Trend und Konjunktur ist bei unbereinigten Reihen nicht möglich. Es kann nur ein Eindruck darüber vermittelt werden, welche Zyklenlängen den Verlauf einer Reihe prägen, und welche Schwankungen ausgeschaltet werden müssen, um konjunkturelle Prozesse isoliert zu untersuchen. Im Anhang 1 sind die Korrelogramme als auch die Spektren einiger ausgewählter Originalreihen, welche repräsentativ die Situation des Baumarktes erfassen sollen, wiedergegeben. Zur Schätzung der Spektraldichte wird ein Tuckey-Hanning-Fenster benutzt.

1) C. W. J. Granger, "The Typical Spektral Shape of an Economic Variable", in: *Econometrica*, Vol. 34, 1966, S.150.



Wie schon erwähnt, läßt der Verlauf der Spektren eine erhebliche Saisonabhängigkeit erkennen. Bei dem Spektrum der Reihe der Baufertigstellungen Wohngebäude tritt die Trend- und Konjunkturkomponente gegenüber der Saisonkomponente völlig in den Hintergrund. Gegenläufig ist es bei den Reihen der Beschäftigten, das Spektrum vermittelt einen starken Trendeinfluß, Saisonschwankungen sind wesentlich geringer ausgeprägt. Da der konjunkturelle Verlauf der Bauwirtschaft von einer Überlagerung konjunktureller und struktureller Prozesse gekennzeichnet ist, was zu einer Änderung des konjunkturellen Phasenmusters geführt hat, muß schon jetzt auf die Schwierigkeit hingewiesen werden, Trend und Zyklus zu trennen.

XII. Vorläufige Datierung von Wendepunkten der Bauwirtschaft

1. Darstellung der glatten Komponente durch eine Polynomapproximation

Die spektralanalytischen Untersuchungen der Originalreihen ergeben, daß eine konjunkturelle Untersuchung dieser Reihen nur möglich ist, wenn eine Saison- und Trendbereinigung durchgeführt wird. Die bisher in der Praxis durchgeführten Untersuchungen gehen von einer Polynomapproximation der glatten Komponente (Trend- plus Konjunkturkomponente) aus. Für unsere Zwecke wird ein Polynom 3-ten Grades zur Darstellung der systematischen Komponente herangezogen. Dieses Vorgehen entspricht im Ansatz dem Berliner-Verfahren. Es wird ein Stützbereich von 3 Jahren zugrunde gelegt.

In den folgenden Tabellen sind die vermuteten Wendepunkte und Phasenlängen dargestellt. Ein Wendepunkt wird dort festgelegt, wo ein lokales Maximum bzw. Minimum der glatten Komponente vorliegt. Vorläufig soll der Konjunkturzyklus nur in eine Expansions- und eine Kontraktionsphase eingeteilt werden. Der Zyklus wird vom unteren Wendepunkt bis zum nächsten Tiefpunkt mit dazwischenliegendem oberen Wendepunkt gemessen. Es ist erkennbar, daß im Beobachtungszeitraum von 1964-1976 die meisten der hier untersuchten Reihen nur $1\frac{1}{2}$ Konjunkturzyklen durchlaufen. Einige Reihen weisen einen Zwischenzyklus in den Jahren 1971-1974 auf. Innerhalb der Bauwirtschaft sind nach 1967 bis 1976 zwei volle Zyklen nachweisbar. Die Reihen der Bauwirtschaft deuten auf nur einen Zyklus für die Bauwirtschaft hin.

In den Abbildungen 13-20 sind die Originalreihen und die glatte Komponente für einige Reihen dargestellt.

Ein anderes häufig angewandtes Verfahren zur Darstellung von Konjunkturzyklen ist die Betrachtung von Vorjahresdifferenzen oder den entsprechenden Veränderungsraten. Dieses Verfahren läßt sich nur dann sinnvoll anwenden, wenn eine konstante Saisonfigur und ein linearer Trendverlauf vermutet wird. Die maximalen und minimalen Veränderungsraten zeigen nicht die entsprechenden Wendepunkte an, sondern Zeiten schneller Expansion oder Kontraktion. Die Wendepunkte werden bei Veränderungsraten von Null erreicht (siehe Abbildung 21).

2. Approximation der glatten Komponente mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen 2-ter Ordnung

Bei der Approximation der glatten Komponente mittels einer linear-rekursiven Funktion 2-ter Ordnung hat sich herausgestellt, da nur zwei Funktionen zur Trend- und Konjunkturdarstellung zur Verfügung stehen, daß entweder eine Überlagerung zweier Exponentialfunktionen bei reellen Wurzeln oder eine längerfristige Welle bei komplexen Wurzeln, welche nicht als reine konjunkturelle Komponente interpretiert werden kann, dargestellt wird. Es kann also vermutet werden, daß die kürzerfristigen Wellen noch in der Restkomponente enthalten sind. Von daher bietet es sich an, das Verfahren zweistufig durchzuführen oder a priori Annahmen über den Trendverlauf in das Modell aufzunehmen.

„Modell 1“ ist in der Weise konzipiert, daß ein linearer Trendverlauf unterstellt wird und nach einer Saisonbereinigung eine simultane Trend- und Konjunkturschätzung bei Minimierung der Anpassungsvarianz durchgeführt wird.

Die Abbildungen 13-15 der Produktionreihen im Anhang 1 lassen bis 1973 einen linearen Trendverlauf vermuten, welcher nur durch die Rezession 1966/67 unterbrochen wird. Gegenüber anderen Polynomapproximationen der Trendentwicklung besitzt der lineare Ansatz die Eigenschaft der Orthogonalität gegenüber den anderen im Verfahren selbst optimal zu schätzenden Funktionen.

Tabelle 1: Festlegung der Wendepunkte anhand der glatten Komponente (Polynom 3. Grades) *

Reihen-Nr.	Hochpunkt	Tiefpunkt	Hochpunkt	Tiefpunkt	Hochpunkt	Tiefpunkt**
2	2/66	6/67			72/73	75/76
3	1/66	6/67			12/72	9/75
4	4/66	6/67			12/72	4/76
5	6/66	2/70			9/72	1/76
6	2-4/64	11/69			10/70	Ende 76 ?
7	10-12/65	10-12/67			7/71	Ende 76 ?
8	1/64	10-12/67			1-2/71	Stabilisation 76 ?
9	kein eindeutiger Zyklus erkennbar					
10	2/66	9/67			3/73	Stabilisation 76 ?
11	12/65	11/66	(2/73)	(1/75) ***	9/75	Stagnation 76
13		3/67			8/72	starker Abfall
14	12/65	5/67			12/72	1/75
16	6/63	2/69			3-4/73	starker Abfall
17	8-9/65	2/67	5/71	4/73	11/73	starker Abf. bis unter das Niveau 1964
18	2/66	2/67	12/69	10/74	10/75	starker Abfall bis 1976
19	3/65	5/67	12/69	10/74	10/75	starker Abfall bis 1976
20	11/65	5/67			10/72	2/75
21	12/66	5/70			11/73	3-4/76
22	12/66	6/69	(10/71)	12/72	6/73	3-4/76
23	10-11/65	10/66	8/70	8/71	8/74	75/76
28	2/66	7/67	(8/70)	(2/72)	1/73	5/75

* Dies entspricht der Bestimmung der glatten Komponente mit Hilfe des Berliner-Verfahrens, wie es vom Statistischen Bundesamt angewandt wird, einige geringfügige Wendepunktverschiebungen sind zu vermuten.

** Bei der Bestimmung des letzten Tiefpunktes wird deutlich, daß der Wendepunkt nicht eindeutig festgelegt werden kann, sondern daß eine Stagnation auf einem sehr niedrigen Niveau eingetreten ist, ohne daß eine Umkehrentwicklung deutlich wird.

*** Wendepunkte in Klammern bezeichnen Zwischenzyklen.

Tabelle 2: Phasenlänge [in Monaten]

Reihen-Nr.	Kontraktion	Expansion	Kontraktion	Expansion	Kontraktion *
2	16	-	-	66	36
3	17	-	-	66	33
4	15	-	-	66	16
5	44	-	-	31	41
6	68	-	-	11	Stagnation (70)
7	24	-	-	44	Stagnation (65)
8	45	-	-	40	Stagnation (70)
9	kein Zyklus erkennbar				
10	19	-	-	66	Stagnation (45)
11	11	75	23	8	Stagnation (14)
13	-	-	-	65	Kontraktionsprozeß dauert an
14	17	-	-	67	25
16	62	-	-	49	Kontraktionsprozeß dauert an (46)
17	18	51	23	19	25
18	25	35	58	14	Kontraktionsprozeß dauert an
19	27	31	58	12	Kontraktionsprozeß dauert an
20	18	-	-	65	28
21	41	-	-	44	28
22	30	28	14	6	33
23	12	46	12	36	15
28	16	38	18	11	28

* Kontraktionslänge konnte auf Grund anhaltender Stagnation und Kontraktion in vielen Fällen nicht bestimmt werden, vermutete Phasenlängen wurden in Klammern gesetzt.

Die Modelle 2 bis 5 werden ohne Trendannahme zweistufig durchgeführt. Für die weiteren Untersuchungen wird „Modell 1“ herangezogen, da es die besseren Approximationseigenschaften bei einem Vergleich der Anpassungsvarianzen der übrigen Modelle zeigt.

Folgende Funktionen werden bei „Modell 1“ geschätzt:

Modell 1:

Optimierungsart : Anpassungsvarianz

Länge des Stützbereiches: 51

Geschätzt wurde für die systematische Komponente:

- konstante Saison
- Konstante
- linearer Trend
- bei reellen Wurzeln: zwei Exponentialfunktionen
- bei komplexen Wurzeln: Sinus-Cosinusschwingung.

Die Zyklenlängen nach „Modell 1“ sind für einige der untersuchten Reihen der folgenden Tabelle zu entnehmen.

Tabelle 3: Zyklenlänge [in Quartalen] „Modell 1“

Reihe	Modell 1
1	37,32
2	33,06
3	31,50
4	41,73
5	25,30
6	32,56
7	29,82
8	31,69
9	31,16
10	31,38
16	29,55
17	-
18	34,71

Die geschätzten Schwingungen können nicht eindeutig der langfristigen oder konjunkturellen Entwicklung zugerechnet werden, so daß eine Mischung zwischen Trend und Konjunktur auftritt.

3. Datierung von Wendepunkten mit „Modell 1“

In den folgenden Untersuchungen soll eine Festlegung der konjunkturellen Wendepunkte mit „Modell 1“ vorgenommen werden. Der Verlauf der mit Modell 1 geschätzten glatten Komponente wird hauptsächlich durch die Annahme des linearen Trends geprägt. Für den Nettoproduktionsindex ist nach dieser Modellrechnung nur ein Konjunkturzyklus nach 1967 erkennbar. Diese Tatsache deutet darauf hin, daß durch die Schätzung eines linearen Trends kürzerfristige Schwingungen absorbiert werden. Eine Zykluslänge von $\approx 9,5$ Jahren unterstreicht diese Annahme. Da ein Radius von größer 1 vorliegt, werden aufschaukelnde Schwingungen dargestellt.

Für die speziellen Baureihen werden Zykluslängen von ≈ 8 Jahren berechnet, ein Zwischenzyklus in den Jahren 1969-1972 fehlt. Dieser Zyklus ist auch nach Berechnungen mit einem Polynomansatz 3-ten Grades nur für einige Reihen nachweisbar und unterstreicht die Sonderentwicklung der Bauwirtschaft gegenüber der konjunkturellen Entwicklung der Gesamtwirtschaft nach 1967.

Die Kurvenanpassung mit Hilfe von linear-rekursiven Funktionen weist über den gesamten Beobachtungszeitraum einen wesentlich glatteren Verlauf auf. Obere und untere Wendepunkte werden flacher wiedergegeben, dies gilt besonders für den Konjunkturverlauf vor 1967. Die Abflachung der Amplituden kann durch die Verwendung von Quartalswerten bei der Berechnung hervorgerufen werden. Da ein glatterer Verlauf vorliegt, können konjunkturelle Wendepunkte leichter diagnostiziert werden.

Abbildung 23 zeigt einen Vergleich zwischen einem gleitenden 12-Monats-Durchschnitt, einem Polynom 3-ten Grades und Modell 1 für den Produktionsindex des Bauhauptgewerbes. Das Modell 1 als auch der 12-Monats-Durchschnitt haben einen flacheren Verlauf als der Polynomansatz. In den oberen Wendepunkten 1964/65 und 1972 verlaufen beide Anpassungen nahezu parallel.

Tabelle 4: Datierung der Wendepunkte nach „Modell 1“ (Quartalswerte)

Reihe	Hochpunkt	Tiefpunkt	Hochpunkt	Tiefpunkt
2	III/65	II/67	IV/72	II/76
3	III/65	III/67	III/72	I/76
4	keine konjunkturelle Komponente erkennbar			
5	IV/65	IV/69	III/72	IV/75
6	I/64	III/69	II/70	IV/76
7	III/64	II/68	I/72	IV/75
8	I/64	IV/68	I/72	II/76
9	I/64	II/69	I/71	II/76
10	II/64	III/68	II/72	II/76
11	I/64	IV/65	III/74	starker Abfall
12	I/64	IV/66	III/71	III/75
13	II/65	III/68	I/72	III/75
14	I/66	III/68	III/72	III/75
15	III/65	III/68	II/72	III/75
16	IV/65	IV/68	I/73	II/76
17	keine konjunkturelle Komponente erkennbar			
18	I/64	III/66	II/71	II/75
19	I/64	IV/66	III/71	III/75
20	III/65	III/68	II/72	III/75
21	I/66	I/70	IV/73	starker Abfall
22	I/67	III/69	IV/73	starker Abfall
23	keine konjunkturelle Komponente erkennbar			

Bei der Festlegung der Wendepunkte bestehen am Anfang der Reihe Unsicherheiten. Der 1. Hochpunkt liegt bei fast allen Reihen in den Jahren 1964 und 1965. Dies bedeutet gegenüber der Approximation mit einem Polynomansatz 3-ten Grades eine Vorverlagerung von über einem Jahr. Der Zyklus 1967-1975 wird gut approximiert. Der Ausgangspunkt ist 1967/68, der obere Wendepunkt liegt in den meisten Reihen bei 1972 oder 1973, der letzte untere Wendepunkt bei 1975/76. Alle untersuchten Reihen haben für die Zykluskomponente einen Radius von größer 1. Dies bedeutet sich vergrößernde Schwingungen. Es ist zu fragen, ob dies auch für die Zukunft gilt, da der Untersuchungszeitraum durch eine extreme konjunkturelle Entwicklung geprägt wird.

Eine Untersuchung der Spektren von Restkomponenten einer Anpassung nach Modell 1 läßt noch kürzerfristig Zyklen vermuten, welche durch eine linear-rekursive Funktion 2-ter Ordnung und einem linearen Trend nicht erfaßt werden. Außerdem können durch den linearen Trend Schwingungen absorbiert werden.

Gegenüber dem Polynomansatz zeigen die Anpassung nach Modell 1 und der gleitende 12-Monats-Durchschnitt in den oberen Wendepunkten einen Lead und in den unteren Wendepunkten einen Lageffekt.

4. Approximation der glatten Komponente mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen 4-ter Ordnung

Wie die Untersuchungen der Modelle 2-5 gezeigt haben, ist es nicht möglich, die konjunkturelle Komponente und den Trendverlauf mit einer linear-rekursiven Funktion 2-ter Ordnung zu erfassen. Auch eine zweistufige Durchführung brachte keine besseren Ergebnisse. In Modell 1 wurde daher der Trend als lineare Funktion spezifiziert. Für das weitere Vorgehen sind zwei Möglichkeiten gegeben:

1. eine Erhöhung des Ordnungsgrades der linear-rekursiven Funktion
2. zusätzliche Annahmen über den Trendverlauf.

Der erste Ansatz entspricht der ursprünglichen Konzeption des Verfahrens der Glättung einer Zeitreihe mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen und wird daher dem zweiten Ansatz vorgezogen. D. h. alle Funktionen sind variabel außer der Wahl einer Konstanten und werden mit Hilfe des beschriebenen Näherungsverfahrens optimal geschätzt. Es werden keine a priori Annahmen über den Verlauf einzelner Zeitreihenkomponenten vorgenommen.

Modell 6:

Gegenüber den Modellen 1-5 wird bei „Modell 6“ die Ordnung der rekursiven Funktion von 2 auf 4 erhöht.

Folgende Komponenten werden geschätzt:

- konstante Saison
- Konstante
- bei reellen Wurzeln: 4 Exponentialfunktionen

- bei komplexen Wurzeln: 2 Sinus - Cosinusschwingungen
- bei reellen und komplexen Wurzeln: 2 Exponentialfunktionen und eine Sinus - Cosinusschwingung.

Optimierungsart : Anpassungsvarianz

Länge des Stützbereichs: 52

Grundsätzlich ist es möglich, einen Anfangsvektor für die Iterationsschritte der rekursiven Parameter vorzugeben, wie bei den bisher beschriebenen Modellen, als auch Anfangswerte für die Iterationsschritte der charakteristischen Parameter. Mit der Vorgabe dieser Anfangswerte ist der komplexe oder reelle Fall a priori vorgegeben. Bei einem Anfangsvektor für die Iterationsschritte der rekursiven Parameter ist sowohl der reelle als auch der komplexe Fall möglich.

Modell 7:

Bei „Modell 7“ werden die Anfangswerte der charakteristischen Parameter vorgegeben. Folgende Komponenten werden geschätzt:

- konstante Saison
- Konstante
- 2 Exponentialfunktionen
- eine Sinus - Cosinusschwingung.

Optimierungsart : Anpassungsvarianz

Länge des Stützbereichs: 52

4.1 Vergleich der Anpassungsvarianzen

Bei einem Vergleich der Anpassungsvarianzen der Modelle 6 und 7 mit den Anpassungsvarianzen von Modell 1 ist keine eindeutige Verbesserung gegenüber Modell 1 zu bemerken, wenn man von der Reihe 1 (Index der industriellen Nettoproduktion) absieht, bei welcher mit Modell 6 eine Reduktion der Anpassungsvarianz um das 2 1/2-fache erreicht wird. Für das Vorziehen eines Modells gegenüber einem anderen müssen zusätzliche Kriterien berücksichtigt werden.

Vergleich der Anpassungsvarianzen

Reihe	Modell 1	Modell 6	Modell 7
1	113,489	44,042	113,849
2	111,826	134,261	110,857
3	123,461	158,072	116,408
4	139,123	129,326	145,397
5	220,710	253,327	287,969
6	370,127	316,803	344,150
7	43,080	42,244	45,015
8	0,915	0,992	0,879
9	2551514270,810	2614874561,626	2707148712,860
10	1954333551,640	2873877209,141	283886213,422
13	115854363,937	14866420,279	198908643,679
16	8842,824	7593,484	11386,399
17	847,578	878,327	828,082
18	726,750	721,504	745,940
19	491,470	434,923	475,555
20	464,008	548,245	455,780
21	777,925	838,981	837,743
22	823,335	897,364	851,587
23	1112,128	887,358	1118,901

4.2 Festlegung der konjunkturellen Wendepunkte nach Modell 6 und Modell 7

Die folgenden Tabellen zeigen die Wendepunktbestimmung nach Modell 6 und 7. Die Wendepunktbestimmung wird anhand der geglätteten Zeitreihenwerte vorgenommen¹⁾. Exemplarisch soll eine Charakterisierung einzelner ausgewählter Baureihen vorgenommen werden, welche das Geschehen auf dem Bauparkt widerspiegeln. Dazu gehören erstens die Reihen der Produktion sowie die geleisteten Arbeitsstunden. Zweitens sollen die Baugenehmigungen als der Produktion vorlaufende Reihen behandelt werden und drittens die Baufertigstellungen als nachlaufende Indikatoren.

Aus der Tabelle 6 kann man entnehmen, daß mit Modell 7 nur $\approx 1 \frac{1}{2}$ -Zyklen für jede Reihe feststellbar sind. Es wird für jede Reihe neben zwei sich überlagernden Exponentialfunktionen eine 8-9-jährige Schwingung dargestellt. Bei Modell 6 werden für einzelne Reihen Zwischenzyklen ausgewiesen (siehe Tabelle 5). Da in den meisten Fällen bei dieser Modellanpassung 2 Schwingungen geschätzt werden, kann die kürzerfristige Schwingung als konjunkturelle Komponente und der längerfristige Zyklus als Wachstumszyklus interpretiert werden. Tabelle 7 weist die Zyklenlängen für die einzelnen Baureihen aus. Bei Modell 6 wird die kürzerfristige Schwingung angegeben. Die Abbildungen 24-31 im Anhang zeigen für einige ausgewählte Baureihen die Anpassung nach Modell 6.

1) Vgl. S.69 f.

Tabelle 5: Festlegung der Wendepunkte nach "Modell 6"
(Quartalswerte)

Reihe	Hochpunkt	Tiefpunkt	Hochpunkt	Tiefpunkt	Hochpunkt	Tiefpunkt
1	I/66	II/67	II/70	I/71	III/73	III/75
2	III/65	III/67			III/72	weiter abfallend
3	IV/65	IV/67			III/72	weiter abfallend
4	I/66	III/67	III/70	III/71	IV/73	II/76
5	II/66	III/69			IV/72	weiter abfallend
6	IV/64	I/68			II/70	weiter abfallend
7	I/65	II/68			IV/71	weiter abfallend
8	IV/64	II/68			III/71	weiter abfallend
9	II/64	IV/68			IV/70	weiter abfallend
10	II/65	II/68			IV/71	weiter abfallend
13	II/65	III/68			I/72	weiter abfallend
16	II/66	I/69			IV/72	III/76
17	II/65	I/67	I/71	I/73	I/75	weiter abfallend
18	IV/64	I/67			I/71	weiter abfallend
19	I/64	III/67	(IV/69)	(IV/70)	II/72	III/74?
20	IV/65	III/68			I/72	IV/75
21	II/66	I/70			IV/73	weiter abfallend
22	I/67	III/69			I/73	I/76
23	I/65	II/66	IV/69	II/71	I/75?	III/75? (anstel- gend)

Tabelle 6: Festlegung der Wendepunkte nach „Modell 7“ (Quartalswerte)

Reihe	Hochpunkt	Tiefpunkt	Hochpunkt	Tiefpunkt
1	II/65	III/66	II/74	weiter abfallend
2	I/64	III/66	III/72	I/76
3	II/64	I/67	IV/72	I/76
4	II/65	IV/66	IV/72	weiter abfallend
5	II/65	II/69	II/72	II/76
6	IV/64	I/68	I/70	weiter abfallend
7	I/65	I/68	IV/71	weiter abfallend
8	IV/64	III/68	IV/71	III/76
9	I/64	II/69	IV/70	II/76
10	I/65	II/68	I/72	IV/76
13	I/64	IV/67	I/72	I/76
16	I/65	III/68	I/73	II/76
17	IV/64	II/67	IV/74	weiter abfallend
18	IV/64	IV/66	I/71	II/76
19	IV/64	I/67	II/72	weiter abfallend
20	I/64	I/68	II/72	II/75
21	II/66	I/70	IV/73	weiter abfallend
22	IV/66	II/69	II/73	weiter abfallend
23	I/64	II/65		weiter ansteigend

Tabelle 7: Zyklenlänge [in Quartalen]

Reihe	Modell	
	6	7
1	15,229	36,44
2	28,463	36,56
3	26,949	35,98
4	15,758	36,96
5	23,302	30,93
6	21,756	34,33
7	28,199	35,83
8	31,327	34,55
9	27,526	35,96
10	29,692	35,89
13	26,993	35,93
16	24,810	34,95
17	14,489	35,97
18	27,313	35,39
19	12,955	35,78
20	25,072	32,28
21	27,497	28,41
22	23,393	30,38
23	19,245	30,96

4.3 Darstellung einzelner Baureihen

Folgende Reihen werden zu einem kurzen Vergleich der Anpassungsmodelle herangezogen:

für die Reihen der laufenden Produktion:

Reihe 2: Produktionsindex des Bauhauptgewerbes

Reihe 3: Produktionsindex des Hochbaues

Reihe 4: Produktionsindex des Tiefbaues;

für die Reihen des Arbeitseinsatzes:

Reihe 5: die geleisteten Arbeitsstunden im Wohnungsbau

Reihe 8: die Beschäftigten im Bauhauptgewerbe, insgesamt;

für die Reihen der Baugenehmigungen:

Reihe 19: Baugenehmigungen Nichtwohnbau (umbauter Raum)

Reihe 20: Baugenehmigungen Wohngebäude (umbauter Raum);

für die Reihen der Baufertigstellungen:

Reihe 21: Baufertigstellungen Wohngebäude (umbauter Raum).

Baureihe 2 und 3:

Modell 6 schätzt für beide Produktionsreihen (Baureihe 2: Produktionsindex des Bauhauptgewerbes, Baureihe 3: Produktionsindex des Hochbaues) zwei Zyklen. Es kann ein paralleler Verlauf beider Reihen festgestellt werden. Der längerfristige Zyklus hat für Baureihe 2 eine Länge von ungefähr 14 Jahren und für die Baureihe 3 eine Länge von 13,3 Jahren. Für den kürzerfristigen Zyklus kann für beide Reihen eine Länge von 7 Jahren angegeben werden.

Die Rezession der Jahre 1965-1967 ist in beiden Reihen nur schwach ausgeprägt. Der Tiefpunkt für die Baureihe 2 liegt im 3. Quartal 1967 und für die Baureihe 3 im 4. Quartal 1967. Der darauffolgende Zyklus ist durch eine steile Expansion bis 1972 und eine ebenso steile Kontraktion bis 1976 gekennzeichnet. Der Verlauf beider Reihen wird von diesem extremen Zyklus bestimmt. Die Anpassung mit Modell 6 entspricht in etwa der Glättung mit Hilfe eines Polynoms 3-ten Grades und der Anpassung mit Modell 1, obwohl bei der Polynomanpassung der Konjunkturabschwung 1965-1967 steiler dargestellt

wird. Gegenüber der Polynomanpassung ist wiederum zu bemerken, daß ein glatterer Verlauf vorliegt, daß die Wendepunkte eindeutiger diagnostiziert werden können und Extremwerte einen geringeren Einfluß ausüben. Für die Festlegung der Wendepunkte am Anfang und am Ende der Zeitreihe bestehen Unsicherheiten, so daß es zu Verschiebungen bei der Wendepunktbestimmung zwischen den einzelnen Verfahren kommen kann.

Bei Modell 7 ist durch die Vorgabe der Anfangswerte der charakteristischen Parameter festgelegt, daß 2 Exponentialfunktionen und eine Schwingungskomponente zur Anpassung zur Verfügung stehen. Für beide Reihen wird eine Zykluskomponente mit einer Länge von 9 Jahren geschätzt und mit einem Radius von größer 1. Die längerfristige Entwicklung wird durch die beiden Exponentialfunktionen erfaßt. Modell 7 zeigt gegenüber den bisher behandelten Anpassungsmodellen größere Wendepunktverschiebungen. Der untere Wendepunkt des vorletzten Zyklus wird in das Jahr 1966 gelegt. Der Tiefpunkt des letzten Zyklus ist für die Reihe 2 als auch für die Reihe 3 das erste Quartal 1976, während die Anpassung nach Modell 6 auf eine weitere Kontraktion hindeutet.

Baureihe 4:

Baureihe 4 ist ebenfalls eine Produktionsreihe (Produktionsindex des Tiefbaues), zeigt aber ein anderes konjunkturelles Verhalten. Nach 1967 sind mit Modell 6 zwei Konjunkturzyklen feststellbar. Der „Zwischenzyklus“ nach 1967 hat seinen oberen Wendepunkt im dritten Quartal 1971. Modell 6 weist gegenüber den Baureihen 2 und 3 bei der hier behandelten Reihe einen kürzerfristigen Zyklus von 4 Jahren auf. Wie die Polynomanpassung dritten Grades ist auch bei Modell 7 kein Zwischenzyklus erkennbar. Die Zykluskomponente dieses Modells hat eine Länge von 9 Jahren. Es kommt daher zu größeren Wendepunktverschiebungen bei der Festlegung des letzten Zyklus. Der Hochpunkt liegt im vierten Quartal 1972 gegenüber dem vierten Quartal 1973 bei der Schätzung mit Modell 6. Modell 7 zeigt nach 1972 eine weitere abnehmende Tendenz. Es ist nicht erkennbar, ob der untere Wendepunkt Ende 1976 erreicht wird. Modell 6 legt den Tiefpunkt des letzten Zyklus in das zweite Quartal 1976.

Baureihe 5 und 8:

Als erstes ist gegenüber den Produktionsreihen 2-4 bei den Baureihen 5 (geleistete Arbeitsstunden im Wohnbau) und 8 (Beschäftigte im Bauhauptgewerbe, insgesamt) eine dem konjunkturellen Prozeß überlagerte strukturelle Komponente bemerkbar, welche zu einer Verschärfung der konjunkturellen Entwicklung beigetragen hat. Das Ausgangsniveau der Rezession 1967 wird selbst im Rekordboom 1972/73 nicht wieder erreicht. Dieser strukturelle Prozeß wird bei Modell 6 durch zwei Exponentialfunktionen erfaßt. Die konjunkturelle Komponente kommt bei beiden Reihen in einer kürzerfristigen Schwingung zum Ausdruck. Für die Reihe 5 wird ein 6-jähriger Zyklus geschätzt und für die Reihe 8 ein 8-jähriger Zyklus.

Auch bei der Schätzung nach Modell 7 werden per Festlegung der Anfangswerte zwei Exponentialfunktionen und eine Schwingung zur Anpassung herangezogen. Diese Anpassung führt jedoch zu anderen Ergebnissen. Die Schwingung für die Reihe 5 hat eine Länge von 7,75 Jahren und die Schwingung der Reihe 8 eine Länge von 8,7 Jahren. An dieser Stelle sei bemerkt, daß Modell 7 für alle Baureihen einen Zyklus von 7-9 Jahren schätzt und damit über der kurzfristigen Zyklenlänge liegt, welche mit Modell 6 herausgearbeitet wird.

Der Hochpunkt des letzten Zyklus der Reihe 5 wird bei allen bisher behandelten Anpassungsmodellen in das zweite bzw. dritte Quartal 1972 gelegt. Die Polynomanpassung, Modell 1 und Modell 7 deuten auf einen unteren Wendepunkt Ende 1975 - Anfang 1976 hin, während Modell 6 noch auf eine weitere Kontraktion hinweist. Bei Schätzung des Tiefpunkts der Rezession 1966-67 und des vorangegangenen Hochpunkts kommt es bei den einzelnen Verfahren zu größer differierenden Ergebnissen. Für den unteren Wendepunkt liegt der Streuungsbereich zwischen dem zweiten Quartal 1969 bei Modell 7 und dem zweiten Quartal 1970 bei der Polynomanpassung, für den oberen Wendepunkt zwischen dem zweiten Quartal 1965 bei Modell 7 und dem zweiten Quartal 1966 bei Modell 6 und der Polynomanpassung.

Für die Baureihe 8 wird der obere Wendepunkt des letzten Zyklus bei allen Modellen Ende 1971 - Anfang 1972 festgelegt. Eine Ausnahme bildet die Polynomapproximation, bei welcher der Wendepunkt

schon im ersten Quartal 1971 liegt. Ein Ende der letzten Kontraktionsphase gibt nur Modell 1 mit dem zweiten Quartal 1976 an. Alle übrigen Verfahren deuten auf eine weitere Abnahme oder eine Stagnation auf niedrigem Niveau hin. Das vierte Quartal 1967 ist bei der Polynomapproximation der untere Wendepunkt der Kontraktionsphase 1966/67, während es bei den Modellen 1, 6 und 7 zu einer Verschiebung bis in das Jahr 1968 kommt. Ebenso bestehen Unsicherheiten bei der Festlegung des dieser Kontraktion vorgelagerten Hochpunktes. Modell 1 und die Polynomannpassung nehmen das letzte Quartal 1964, Modell 6 und 7 das vierte Quartal 1964.

Baureihe 19 und 20:

Bei den Reihen 19 und 20 handelt es sich um Reihen der Baugenehmigungen im Nichtwohnbau und im Wohnbau. Beide Reihen werden als der Konjunktur vorausseilende Indikatoren bezeichnet. Die Baureihe 19 zeigt einen recht unregelmäßigen konjunkturellen Verlauf. Bei der Schätzung mit Modell 6 werden mehrere kürzerfristige Zyklen aufgedeckt, bei welchen aber Zweifel bestehen, ob es sich um eigenständige konjunkturelle Zyklen handelt. Nach der Rezessionsphase 1966/67 folgt eine längerfristige Aufwärtsentwicklung, welche auf eine Plateauentwicklung hindeutet. Diese Aufschwungsphase besteht aus zwei kürzerfristigen aufeinandergesetzten Zyklen mit geringer Amplitude. Die Entwicklung kommt bei der Anpassung mit Modell 6 deutlich zum Ausdruck. Es wird ein kürzerfristiger Zyklus mit der Länge von $3 \frac{1}{4}$ Jahren geschätzt. Auch die Polynomannpassung zeigt diese Entwicklung. Mit Modell 1 und Modell 7 wird keiner dieser Zwischenzyklen geschätzt, sondern eine Expansionsphase mit einem oberen Wendepunkt im Jahre 1971. Das Ende der Plateauentwicklung liegt nach Modell 6 und der Polynomapproximation im zweiten Quartal 1972. Die darauffolgende Rezession hat ihren Wendepunkt nach diesem Modell und der Polynomapproximation im dritten Quartal 1974. Modell 1 legt den Wendepunkt in das dritte Quartal 1975. Modell 7 deutet auf eine weitere Kontraktion bis Ende 1976 hin. Der anschließende Verlauf der Zeitreihe führt zu zwiespältigen Ergebnissen. Bei der Polynomapproximation wird nun ein neuer Aufschwung eingeleitet mit einem oberen Wendepunkt im vierten Quartal 1975 und einem anschließenden starken Rückgang, der bis Ende 1976 nicht abgeschlossen ist. Auch Modell 6 deutet

auf diese konjunkturelle Entwicklung hin, doch mit weitaus geringerer Amplitude, so daß man nicht von einem Konjunkturzyklus sprechen kann, sondern um ein kurzfristiges Retardieren der Abschwungsphase. Unter diesem Gesichtspunkt kann der angedeutete Wendepunkt 1974 nach Modell 6 nur als vorläufiger unterer Wendepunkt des letzten Zyklus interpretiert werden.

Die Baureihe 20 zeigt einen völlig anderen Verlauf. Der untere Wendepunkt des vorletzten Zyklus liegt bei den Modellen 1, 6 und 7 im Jahr 1968. Gegenüber der Polynomapproximation bedeutet dies eine Verschiebung von einem Jahr. Daran anschließend folgt die steile Expansionsphase bis 1971/72, welche alle Reihen des Baumarktes kennzeichnet. Der obere Wendepunkt liegt bei Modell 6 im ersten Quartal 1972, bei Modell 7 und 1 im zweiten Quartal, bei der Polynomapproximation im dritten Quartal. Die darauffolgende Rezession endet 1975. Die Festlegung des Wendepunktes streut je nach Modell vom ersten bis zum vierten Quartal.

Baureihe 21:

Bei der Baureihe 21 handelt es sich um die Baufertigstellungen Wohngebäude. Bei dieser Reihe ist ein dominierender Saisoneinfluß vorhanden, da die Baufertigstellungen meistens zum Jahresende gemeldet werden. Alle bisherigen zur Glättung der Zeitreihe herangezogenen Modelle zeigen das gleiche Ergebnis. Der Tiefpunkt des vorletzten Zyklus wird bei den Modellen 1, 6 und 7 mit dem ersten Quartal 1970 angezeigt, bei der Polynomapproximation tritt eine leichte Verschiebung von 2 Monaten ein. Daran anschließend findet eine Expansion bis zum vierten Quartal 1973 statt. Dieser obere Wendepunkt wird von allen Modellen angezeigt. Die daran anschließende Kontraktionsphase endet bei der Polynomanpassung im ersten Quartal 1976, während bei Modell 1, 6 und 7 bis Ende 1976 kein unterer Wendepunkt geschätzt wird, sondern eine weitere Abnahme angedeutet wird. Die Polynomapproximation zeigt daran anschließend eine steile Expansion. Diese Entwicklung kann durch die Berücksichtigung von Ausreißern, welche die Anpassung mittels linear-rekursiver Funktionen nicht in dem starken Maße beeinflussen, hervorgerufen werden. Außerdem wird die Unsicherheit der Schätzung am Ende eines Beobachtungszeitrau-

mes deutlich. Die Modelle 6 und 7 schätzen einen kürzerfristigen Zyklus mit einer Länge von 7 Jahren. Außerdem zeigen sie gegenüber der Polynomapproximation einen wesentlich glatteren Verlauf, welcher auch bei allen anderen Baureihen zu bemerken war.

XIII. Interpretationsmöglichkeiten der Koeffizienten des Modells 6 und des Modells 7

Bei der Glättung von Zeitreihen mittels linear-rekursiver Funktionen ist es möglich, wie schon oben beschrieben wird¹⁾, eine Interpretation der charakteristischen Koeffizienten und der Regressionskoeffizienten vorzunehmen. Mit Hilfe von Exponentialfunktionen können Wachstumsvorgänge dargestellt werden, Schwingungen je nach Zykluslänge als Konjunkturkomponente oder Wachstumsschwankung interpretiert werden. Die zu den jeweiligen Funktionen geschätzten Koeffizienten charakterisieren das Ausgangsniveau und bestimmen mit die dominierende Funktion.

Es soll nun des weiteren untersucht werden, inwieweit es möglich ist, die konjunkturelle Komponente mittels der beschriebenen Modelle zu erfassen, und inwieweit eine Trennung von konjunktureller und struktureller Entwicklung vorgenommen werden kann. Zur Bestimmung der Wendepunkte wurde formal die geglättete Zeitreihe nach Ausschaltung von Saison und Restkomponente herangezogen. Schätzte man zwei Zyklen, wurde der kürzerfristige Zyklus als konjunkturelle Komponente interpretiert.

Die Modellanpassung 6 vermittelt als auffälligstes Ergebnis, daß eine hohe Konstante geschätzt wird, welche einen Teil der langfristigen Entwicklung absorbiert. Die Koeffizienten der übrigen geschätzten Funktionen sind in bezug auf diese Konstante relativ klein. Man erwartet außerdem, daß für den kürzerfristigen Zyklus ein Radius von größer als eins geschätzt wird. Dies ist jedoch nicht bei allen Reihen der Fall. Zu diesen Ausnahmen gehören der Produktionsindex des Bauhauptgewerbes und der Produktionsindex

1) Vgl. S.54 ff.

des Hochbaues. Für beide Reihen wird eine gedämpfte kurz- und langfristige Schwingung geschätzt. Im Gegensatz dazu steht die Reihe des Produktionsindex des Tiefbaues. Bei dieser Reihe wird für die konjunkturelle Komponente ein Radius von größer eins geschätzt, was für die Boomentwicklung der Jahre 1970-72 vermutet wird. Auffällig ist für alle drei Produktionsreihen, daß die konjunkturelle Komponente ein kleineres Gewicht gegenüber der strukturellen Entwicklung und dem Saisoneinfluß hat, gemessen an der Größe der Regressionskoeffizienten der einzelnen Funktionen. Aus diesen Ausführungen kann geschlossen werden, daß bei der Rezession 1974/75 nicht nur konjunkturelle Faktoren, sondern auch strukturelle Einflüsse mitgewirkt haben.

Die Problematik der Überlagerung konjunktureller und struktureller Prozesse und deren Spezifizierung wird besonders bei den Reihen der geleisteten Arbeitsstunden (Reihe 5, 6 und 7) deutlich. Für alle drei Reihen werden zwei Exponentialfunktionen und eine Schwingungskomponente mit einem Radius von größer eins geschätzt. Eine Exponentialfunktion signalisiert langfristig abnehmendes Wachstum. Die zweite Funktion wird dann zur Endanpassung herangezogen, d. h. sie erfaßt die extreme Kontraktionsentwicklung am Ende des Beobachtungszeitraumes. Dies geschieht mit Hilfe eines β -Wertes von wesentlich größer eins und einem sehr kleinen negativen Regressionskoeffizienten. Es liegt eine Überspezifizierung des Modells vor. Eine Interpretation der Koeffizienten ist nicht möglich. Besonders zeigt sich diese Entwicklung bei der Baureihe 7, der geleisteten Arbeitsstunden im gewerblichen - und industriellen Bau. Es wird im Prinzip eine Konstante und eine überlagerte Schwingung mit einem Radius von größer eins geschätzt. Der Einfluß der Exponentialfunktion ist verschwindend. Eine Funktion dient allein zur Endanpassung, die andere Funktion erfaßt den Rückgang der geleisteten Arbeitsstunden in der Rezession 1966/67, und das Verbleiben auf niedrigem Niveau gibt die Konstante an. Die gleiche Entwicklung wie bei den Reihen der geleisteten Arbeitsstunden läßt sich bei den Reihen der Beschäftigten nachvollziehen. Es werden eine hohe Konstante, zwei Exponentialfunktionen und eine Schwingung geschätzt. Eine Exponentialfunktion gibt die Abnahme am Anfang des Beobachtungszeitraumes an, die Konstante das Verbleiben auf niedrigem Niveau, die

zweite Exponentialfunktion erfaßt wiederum die starke Kontraktion am Ende des Beobachtungszeitraumes. Dieser strukturelle Entwicklungsprozeß wird von einer konjunkturellen Komponente überlagert.

Bei der Baureihe der Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude wird die konjunkturelle Entwicklung in zwei sich überlagernden Zyklen mit Radien von größer eins erfaßt. Die langfristige Entwicklung wird durch die Konstante wiedergegeben. Umgekehrt verhält es sich bei der Reihe der Baugenehmigungen Wirtschaftsgebäude. Hier schätzt das Modell 6 nur eine kleine Konstante, d. h. ein Teil der Konstanten wird mit der zyklischen Entwicklung abgedeckt.

Bei der Glättung der Baureihe der Baufertigstellungen Wohngebäude tritt ein neues Problem auf. Es werden zwei Zyklen mit nahezu gleicher Länge und gleichen Radien bei entgegengesetzten Vorzeichen in den Regressionskoeffizienten geschätzt. Die langfristige Entwicklung kommt allein in den Konstanten zum Ausdruck. Der Einfluß der zyklischen Komponente ist durch die Addition der Regressionskoeffizienten gegeben. Es liegt der Fall fast multipler Wurzeln vor.

Als Ergebnis der Modellschätzung 6 kann folgendes gesagt werden. Die konjunkturelle Entwicklung wird in einem kürzerfristigen Zyklus erfaßt (siehe Tabelle 7). Die Wachstumsentwicklung wird ebenfalls durch einen längerfristigen Zyklus abgedeckt. Werden zwei Exponentialfunktionen geschätzt, treten Probleme bei der Endanpassung auf, und eine Interpretation der Koeffizienten ist nicht möglich. Ein Teil der strukturellen Entwicklung wird von der Konstanten absorbiert. Der Einfluß der konjunkturellen Entwicklung ist bei den meisten der hier untersuchten Reihen gering. Die Regressionskoeffizienten des konjunkturellen Zyklus, in welchen die Bedeutung der einzelnen Funktionen zum Ausdruck kommt, sind gegenüber den Regressionskoeffizienten der Funktionen, welche der langfristigen Entwicklung zuzurechnen sind, klein. Des weiteren wird der hohe Saisoneinfluß deutlich. Es bleibt zu fragen, ob es möglich ist, über einen Zeitraum von 13 Jahren eine starre Saisonfigur anzunehmen oder ob eine Änderung der Saison-

figur eingetreten ist, welche zu einer Verzerrung der Schätzung der einzelnen Saisonkomponenten geführt hat. Diese Verzerrung hat keinen Einfluß auf die Schätzung der übrigen Zeitreihenkomponenten, je länger die Schwingungen der systematischen Komponente sind. Von daher kann der Ansatz einer starren Saisonfigur als gerechtfertigt angesehen werden. Es ist vielmehr zu vermuten, daß die Restkomponente noch Schwingungen mit einer Periodizität von kleiner als einem Jahr enthält, welche der saisonalen Komponente zuzurechnen sind.

Bei der Modellanpassung 7 werden per definitionem zwei Exponentialfunktionen und eine Schwingungskomponente geschätzt. Es wird davon ausgegangen, daß die Schwingung die konjunkturelle Entwicklung wiedergibt, und daß die beiden Exponentialfunktionen der strukturellen Entwicklung zuzurechnen sind. Bei der Interpretation der geschätzten Koeffizienten ergeben sich größere Schwierigkeiten als bei Modell 6. Für die zyklische Komponente wird bei den meisten der untersuchten Reihen ein Radius von größer 1 geschätzt, was man auf Grund der Entwicklung der letzten Jahre erwartet. Eine hohe Konstante absorbiert wiederum einen Teil der langfristigen Entwicklung. Die Koeffizienten der Exponentialfunktionen sind in solchen Fällen im Vergleich mit der Größenordnung der Konstanten klein. Der entgegengesetzte Fall kann dann beobachtet werden, wenn eine kleine Konstante vorliegt, dann sind die Koeffizienten der β -Funktionen groß und erfassen einen Teil der Konstanten mit. Dies kann auch bei der Schätzung nach Modell 6 beobachtet werden. Ein zusätzliches Problem ergibt sich neben dem Problem der Endanpassung, welches auch bei der Modellschätzung 6 vorliegt, daß bei einigen Reihen hohe negative Konstanten geschätzt werden. Dies impliziert, daß eine Kompensation bei den Koeffizienten der übrigen Funktionen eintritt. Erstens sind diese Koeffizienten in bezug auf die Zeitreihenwerte der untersuchten Reihen sehr groß. Zusätzlich kann der Fall eintreten, daß eine β -Funktion mit zur Darstellung der Konstanten herangezogen wird und einen β -Wert von ungefähr eins hat. Die Differenz der geschätzten Konstanten und des Regressionskoeffizienten dieser Funktion ergeben eine realistische Größenordnung für die Konstante der betroffenen Reihe.

Für die Glättung der Baureihen 5-10 werden nach Modell 6 und 7 jeweils 2 Exponentialfunktionen und eine Schwingung herangezogen. Dies führt jedoch nicht zu identischen Ergebnissen. Die Probleme der Endanpassung, wie sie bei Modell 6 auftreten, sind bei der Schätzung nach Modell 7 nicht vorhanden. Bei Modell 7 werden im Vergleich zu Modell 6 kleinere Konstanten geschätzt, die Strukturentwicklung wird durch zwei abnehmende Exponentialfunktionen erfaßt. Der Zyklus hat einen Radius von größer 1 und eine längere Zyklenlänge im Vergleich mit Modell 6. Die Differenzen bei der Glättung werden durch das angewandte Näherungsverfahren hervorgerufen, d. h. das Ergebnis des Näherungsprozesses ist davon abhängig, ob ein Anfangsvektor für die Rekursionsparameter oder für die charakteristischen Parameter vorliegt, obwohl beide Ansätze zur Schätzung von einer reellen und einer komplexen Wurzel führen.

Bei den oben durchgeführten Untersuchungen wurde von einer weiteren Betrachtung der Baureihen 11, 14 und 24 bis 27 abgesehen. Die Baureihen 11 und 14 beinhalten die Baugenehmigungen zu reinen Baukosten. Es zeigt sich jedoch, daß die Preisentwicklung in den Jahren 1970-76 so dominierend war, daß eine Interpretation ohne Preisbereinigung nicht möglich ist. Eine Preisbereinigung würde jedoch zusätzliche Probleme hervorrufen, so daß nur auf die Baugenehmigungen (umbauter Raum) zurückgegriffen wird. Die Baureihen 24-27 sind Umsatzreihen. Für die Preisentwicklung gilt das oben Gesagte. Zusätzlich tritt eine Verzerrung durch die Einführung der Mehrwertsteuer im Jahr 1968 ein, so daß auch auf die weitere Untersuchung dieser Reihen verzichtet wird. Auch wird von einer Untersuchung der Reihen 12 und 15 abgesehen. Diese sind die Originalreihen der Baugenehmigungen (umbauter Raum) Nichtwohnbau und Wohnbauten. Baureihe 19 und 20 stellen beide Baureihen als Indexentwicklung dar, so daß eine bessere Vergleichsmöglichkeit beider Reihen gegeben ist.

XIV. Modellschätzung mit Minimierung der Prognosevarianz

Im Kapitel XIII tauchte bei einigen Baureihen das Problem der Endanpassung auf. D. h. für einige Reihen, welche insbesondere dem strukturellen Wandel unterworfen sind, wurde eine Exponentialfunk-

tion zur Erfassung der Kontraktion 1973-1976 herangezogen. Um eine Lösung dieses Anpassungsproblems zu erreichen, kann man folgendermaßen vorgehen:

- (1) Erniedrigung des Ordnungsgrades linear-rekursiver Funktionen
- (2) Minimierung der Prognosevarianz statt der Anpassungsvarianz.

Ad(1)

Von einer Erniedrigung des Ordnungsgrades linear-rekursiver Funktionen soll des weiteren abgesehen werden, obwohl die vorliegenden Schätzprobleme eine Überspezifikation des Modells andeuten. Aber es hatte sich bei den Modellen 2-5 gezeigt, daß eine Funktion niedriger Ordnung nicht geeignet ist, sowohl die Trend- als auch die Konjunkturkomponente simultan zu erfassen. Aus diesem Grunde war es notwendig, bei Modell 1 eine zusätzliche Trendspezifikation vorzunehmen. Dies widerspricht aber der ursprünglichen Absicht der Glättung von Zeitreihen mittels linear-rekursiver Funktionen, die Funktionen selbst mit einem Näherungsverfahren optimal zu bestimmen.

Ad(2)

Die Minimierung der Anpassungsvarianz brachte im allgemeinen gute Schätzergebnisse für den Beobachtungsbereich und ist damit geeignet, einen Beitrag zur Lösung von Diagnoseproblemen zu leisten. Für Prognosezwecke und für Zeitreihen, welche am Ende des Beobachtungszeitraumes extreme Entwicklungen aufzeigen, erweist es sich als vorteilhaft, eine Anpassung mittels Optimierung der Prognosevarianz vorzunehmen. In den meisten Fällen kann eine bessere Prognose erreicht werden. In den folgenden Ausführungen wird vorerst untersucht, ob eine bessere Endanpassung mittels Minimierung der Prognosevarianz erreicht werden kann.

1. Modell 6 mit Minimierung der Prognosevarianz

Ein Vergleich der ursprünglichen Modellschätzung 6 mit der Schätzung bei Minimierung der Prognosevarianz zeigt bei den Reihen die größten Differenzen in den Schätzergebnissen, bei welchen die Probleme der Endanpassung auftauchten. Dies gilt hauptsächlich für

die Baureihen der geleisteten Arbeitsstunden und für die Beschäftigtenreihen. Das Problem der Endanpassung wird bei der Minimierung der Prognosevarianz in der Weise gelöst, daß die strukturelle Entwicklung durch einen längerfristigen Zyklus erfaßt wird. Für die genannten Baureihen werden zwei gedämpfte Schwingungen geschätzt, ein kürzer- und ein längerfristiger Zyklus. Bei der Schätzung des kürzerfristigen Zyklus tritt gegenüber der Modellanpassung bei Minimierung der Anpassungsvarianz eine Verlängerung auf. Bei einigen Reihen kommt der Konjunkturkomponente eine größere Bedeutung zu, da die Regressionskoeffizienten der dem konjunkturellen Zyklus zugeordneten Funktionen einen höheren Wert besitzen. Bei der Festlegung der Wendepunkte treten zu Beginn und am Ende des Beobachtungszeitraumes Verschiebungen auf. Dies war zu erwarten, da beide Zeitabschnitte zu den Problembereichen aller Glättungsverfahren gehören. Für die dazwischenliegenden Hoch- und Tiefpunkte ergibt sich für fast alle Reihen eine Übereinstimmung beider Modellschätzungen. Ausnahmen bilden die Baureihe 5 (geleistete Arbeitsstunden im Wohnungsbau), Baureihe 17 (Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude) und die Baureihe 19 (Baugenehmigungen Nichtwohnbau). Für die Baureihen 5 und 17 sind größere Wendepunktverschiebungen zu bemerken. Bei der Baureihe 19 wird der Zwischenzyklus 1967-1970 nicht angezeigt (vgl. Tabelle 8). Auch bei der Schätzung mit Minimierung der Anpassungsvarianz traten Zweifel auf, ob es sich um einen eigenständigen Konjunkturzyklus handelt. Auch ist der Tiefpunkt am Ende des Beobachtungszeitraumes eindeutiger diagnostizierbar (vgl. Tabelle 8).

2. Modell 7 mit Minimierung der Prognosevarianz

Ein Vergleich beider Modellschätzungen 7 zeigt, daß bei der Schätzung des Modells mit Minimierung der Prognosevarianz ein schlechteres Ergebnis erzielt wird als mit der Modellschätzung bei Minimierung der Anpassungsvarianz. Bei fünf Zeitreihen, welche einer starken Änderung der strukturellen Komponente unterliegen, tritt weiterhin das Problem der Endanpassung auf, welches eigentlich durch die Minimierung der Prognosevarianz ausgeschaltet werden sollte. Zusätzlich werden bei einigen Reihen fast identische Exponentialfunktionen geschätzt mit entgegengesetzten Vorzeichen

in den Regressionskoeffizienten, d. h. es liegt der Fall nahezu multipler Wurzeln vor. Bei solchen Extremfällen ist eine Interpretation der Koeffizienten nicht möglich. Der Fall fast multipler Wurzeln stellt den Übergang zur komplexen Lösung dar. Dieser Übergang kann nicht vollzogen werden, da bei Modell 7 mit der Vorgabe der Iterationsvektoren im reellen oder komplexen Bereich auch die Lösung im reellen oder komplexen Bereich festliegt und damit im Vergleich mit Modell 6 ein schlechteres Ergebnis erreicht wird. Denn es zeigt sich bei Modell 6 mit Minimierung der Prognosevarianz, daß die extreme Entwicklung am Ende eines Beobachtungszeitraumes besser mit einer komplexen Lösung erfaßt wird.

Für die Beurteilung der Güte der Anpassung der Modelle 6 und 7 mit Minimierung der Prognosevarianz kann ein Vergleich der Varianzfaktoren vorgenommen werden. Im Durchschnitt ergibt sich bei keinem der beiden Modelle ein besseres Ergebnis. Auf eine weitere Analyse des Modells 7 mit Minimierung der Prognosevarianz wird verzichtet.

XV. Änderung des Stützbereiches

1. Verkürzung

Bei den in der Praxis angewandten Zeitreihenverfahren tritt der Dualismus zwischen Approximationsgenauigkeit und Schätzgenauigkeit auf¹⁾. Aus Gründen der Schätzgenauigkeit wird ein möglichst großer Stichprobenumfang gefordert, aus Gründen der Approximationsgenauigkeit verlangt man einen möglichst geringen.

Es soll in den folgenden Ausführungen untersucht werden, ob eine Verbesserung der Schätzung durch eine Verringerung des Stichprobenumfanges erreicht wird. Bei Modell 6 mit Minimierung der Anpassungsvarianz wird eine Verkürzung des Stützbereiches von 1964-1976 auf 1970-1976 vorgenommen. Dieser Zeitraum umfaßt einen Teil der Expansionsphase von 1968-1972/73 und die Kontraktionsphase von 1972/73 bis 1976.

1) Vgl. S.44.

Tabelle 8: Festlegung der Wendepunkte nach Modell 5 mit Minimierung der Prognosevarianz

Reihe	Hochpunkt	Tiefpunkt	Hochpunkt	Tiefpunkt	Hochpunkt	Tiefpunkt
1	I/66	II/67	II/70	I/71	III/73	III/75
2	I/66	II/67			II/72	weiter abfallend
3	I/66	IV/67			III/72	weiter abfallend
4	IV/65	III/67	III/70	III/71	IV/73	III/76
5	III/65	I/69			I/72	III/76
6	IV/64	II/68			III/70	weiter abfallend
7	I/65	II/68			IV/71	I/76
8	I/65	I/69			III/71	weiter abfallend
9	III/64	IV/68			IV/70	weiter abfallend
10	II/65	II/68			I/72	weiter abfallend
13	III/65	II/68			I/72	I/76
16	II/66	I/69			IV/72	III/76
17	I/64	II/68	IV/70	IV/72	IV/74	weiter abfallend
18	IV/64	I/67			I/71	III/75
19	III/65	II/67			III/70	IV/75
20	IV/65	III/68			I/72	III/75
21	IV/66	I/70			III/73	weiter abfallend
22	I/67	III/69			II/73	weiter abfallend
23	I/65	IV/60	IV/69	II/71	IV/74	III/75

Zwei Drittel der mit dieser Modellversion gerechneten Baureihen weisen eine Reduktion der Anpassungsvarianz auf. Dies bedeutet, daß eine Verbesserung der Anpassung am Ende des Beobachtungszeitraumes 1964-1976 erreicht wird. Bei den restlichen Baureihen tritt eine Vergrößerung der Varianz ein, so daß gegenüber der ursprünglichen Modellkonzeption keine Verbesserung, sondern eine Verschlechterung eintritt.

Für fast alle der untersuchten Reihen werden zwei Zyklen und eine Konstante geschätzt. Der kürzerfristige Zyklus wird wie bei allen Modellen der konjunkturellen Komponente zugerechnet, der längerfristige Zyklus der längerfristigen Entwicklung. Die kürzerfristige Schwingung weist eine gegenüber der Modellschätzung 6 mit dem Stützbereich von 1964-1976 um die Hälfte reduzierte Zyklenlänge auf. Dies kann auf die Halbierung des Stützbereichs zurückgeführt werden, da der verkürzte Stützbereich keinen vollen Konjunkturzyklus umfaßt.

Bei einer Schätzung von zwei Exponentialfunktionen und einer Schwingung tritt wiederum bei einigen Reihen das Problem der Endanpassung auf (Baureihe 4, 13 und 23), jedoch nicht wie bei der ursprünglichen Modellversion 6 bei den Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und Beschäftigten. Während für diese Reihen bei der ursprünglichen Länge des Stützbereichs die strukturelle Komponente durch zwei Exponentialfunktionen erfaßt wird, wird bei der Schätzung mit verkürztem Stützbereich eine langfristige Schwingung zur Approximation herangezogen. Eine Ausnahme bildet die Reihe der geleisteten Arbeitsstunden im öffentlichen - und Verkehrsbau. Hier tritt der Fall fast multipler Wurzeln auf, so daß den Regressionskoeffizienten keine Aussagekraft zukommt. Auch bei den Baureihen 2 (Produktionsindex des Bauhauptgewerbes), 16 (Bauvorrat Wohnungen) und 20 (Baugenehmigungen Wohngebäude) ist eine Interpretation der Koeffizienten nicht möglich. Es werden die Exponentialfunktionen mit zur Abbildung der Konstanten herangezogen, sei es, daß entweder die Konstante selbst zu klein, oder daß sie zu hoch geschätzt wird.

Bei den Baureihen der Baufertigstellungen, der geleisteten Arbeitsstunden im Wohnungsbau, der geleisteten Arbeitsstunden im gewerblichen und industriellen Bau, der Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude und der Baugenehmigungen Wirtschaftsgebäude schätzt das Modell mit verkürztem Stützbereich zwei kürzerfristige Schwingungen, welche der konjunkturellen Komponente zuzurechnen sind. Die langfristige Entwicklung wird allein durch die Konstante erfaßt.

Bei der Festlegung der Wendepunkte treten, wie erwartet, Verschiebungen auf. In dem verkürzten Stützbereich liegt nur ein Hochpunkt, der Tiefpunkt am Ende des Zeitbereichs ist auch nur für einige Reihen zu diagnostizieren. Bei der Bestimmung des Hochpunktes treten Abweichungen von zwei bis drei Quartalen gegenüber der Schätzung mit dem Stützbereich von 1964-1976 auf. Größere Differenzen sind für den Endbereich vorhanden. Bei den Reihen des Produktionsindex des Bauhauptgewerbes und des Hochbaus wird der untere Wendepunkt in das dritte Quartal 1975 gelegt, während Modellschätzung 6 mit dem Stützbereich von 1964-1976 eine weiter abfallende Tendenz aufweist. Bei dem Produktionsindex des Tiefbaus liegt der Fall umgekehrt. Die ursprüngliche Schätzung legt den Wendepunkt mit dem zweiten Quartal 1976 fest, die neue Schätzung zeigt noch kein Ende der Kontraktionsphase an. Dies gilt ebenso für die Reihe des Bauvorrats Wohnungen.

Bei der Baureihe der geleisteten Arbeitsstunden wird der untere Wendepunkt mit dem dritten Quartal 1975 festgelegt, während die ursprüngliche Modellversion eine weiter abnehmende Entwicklung aufzeigt. Ebenfalls wird für die Baufertigstellungen Wohngebäude das Ende der Kontraktionsphase mit dem zweiten Quartal 1976 angezeigt. Eine Sonderentwicklung ist bei den Baugenehmigungen Wohngebäude und Nichtwohngebäude zu bemerken. Erstens liegt eine weitgehende Übereinstimmung bei der Festlegung der Wendepunkte vor. Zweitens wird jedoch nach dem letzten unteren Wendepunkt ein neuer Hochpunkt im 1. Halbjahr 1976 für beide Reihen diagnostiziert. Bei den Baugenehmigungen Wirtschaftsgebäude und Baufertigstellungen Nichtwohngebäude werden bei der Schätzung mit dem verkürzten Stützbereich zusätzliche Schwingungen induziert, so daß ein Vergleich der Wendepunkte nicht sinnvoll erscheint. Dies gilt ebenso für die Tiefbaufträge der öffentlichen Hand.

Zusammenfassend kann gesagt werden, daß auf Grund des kurzen Stützbereichs und des Fehlens eines vollen Konjunkturzyklus keine allgemeinen Aussagen über den Verlauf und die Länge eines Zyklus möglich sind. Weiterhin ist zu bemerken, daß mit der Verkürzung des Stützbereichs eine Änderung in der Schätzung der Saisonfigur eingetreten ist.

2. Verlängerung

Bei einigen Baureihen ist eine Verlängerung des Beobachtungszeitraumes bis 1950 möglich. Dazu zählen folgende Reihen: 2 (Produktionsindex des Bauhauptgewerbes), 5 (die geleisteten Arbeitsstunden im Wohnungsbau), 6 (die geleisteten Arbeitsstunden im öffentlichen - und Verkehrsbau), 7 (die geleisteten Arbeitsstunden im gewerblichen - und industriellen Bau) und 8 (die Beschäftigten im Bauhauptgewerbe). Für diese Reihen wird eine Modellschätzung 6 mit einem verlängerten Stützbereich von 1960-1976 durchgeführt. Für alle genannten Reihen werden zwei Exponentialfunktionen und ein kürzerfristiger Zyklus geschätzt. Es ist für alle Reihen eine Erhöhung der Anpassungsvarianz zu verzeichnen.

Bei der Baureihe 2 wird ein neunjähriger Zyklus mit verschwindend kleinen Regressionskoeffizienten geschätzt, so daß diese Schwingung keinen Einfluß auf den Verlauf der geglätteten Zeitreihe ausübt. Es wird eine Aufwärtsentwicklung bis zum zweiten Quartal 1973 dargestellt mit einer daran anschließenden Kontraktionsentwicklung bis zum ersten Quartal 1976. Die Schätzung der Baureihe 2 erfaßt nur die langfristige Entwicklung. Die konjunkturelle Entwicklung wird nicht dargestellt.

Die ursprüngliche Modellschätzung 6 zeigt bei den Baureihen der geleisteten Arbeitsstunden und der Beschäftigten das Problem der Endanpassung auf. Dies ist bei der Schätzung mit verlängertem Stützbereich nur bei der Baureihe 7 der Fall.

Bei der Baureihe 5, den geleisteten Arbeitsstunden im Wohnungsbau, tritt das Phänomen auf, daß eine hohe Konstante geschätzt wird, welche mit Hilfe einer Exponentialfunktion mit einem β nahe 1 und einem hohen negativen Koeffizienten korrigiert wird. Für den mittleren Bereich des Beobachtungszeitraumes kann eine Übereinstimmung der Wendepunktlage festgestellt werden, Differenzen entstehen am Ende und am Anfang des Beobachtungszeitraumes. Der 1. Hochpunkt des Zeitraumes wird bei der ursprünglichen Modellschätzung in das zweite Quartal 1966 gelegt, bei der neuen Schätzung in das zweite Quartal 1965. Am Ende der Zeitreihe diagnostiziert man mit der Schätzung des verlängerten Stützbereichs einen unteren Wendepunkt im ersten Quartal 1976. Die ursprünglich Glättung zeigt eine weiter abnehmende Entwicklung auf.

Bei den Baureihen 6, 7 und 8 wird eine Übereinstimmung bei der Festlegung der Wendepunkte erzielt, geringfügige Differenzen können für die Reihe 7 am Anfang des Beobachtungszeitraumes festgestellt werden.

Zusammenfassend kann bemerkt werden, daß bei der Verlängerung des Stützbereichs für die untersuchten Baureihen nur geringfügige Differenzen bei der Wendepunktbestimmung auftreten. Eine Ausnahme bildet die Reihe 2. Bei dieser Reihe wird im Gegensatz zur ursprünglichen Modellversion die strukturelle Komponente durch zwei Exponentialfunktionen erfaßt, und die der konjunkturellen Komponente zuzurechnenden Funktionen haben einen verschwindenden Einfluß. Für die übrigen Reihen ist eine geringfügige Verlängerung der kurzfristigen Schwingung bemerkbar.

XVI. Endgültige Festlegung der konjunkturellen Wendepunkte der Bauwirtschaft

Bei den bisherigen Untersuchungen wurde bei unterschiedlichen Modellspezifikationen versucht, eine Glättung der jeweiligen Baureihe vorzunehmen. Der Ausgangspunkt der Untersuchung war, ob eine Darstellung der Konjunkturkomponente möglich ist und inwieweit

eine Trennung von der strukturellen Entwicklung erreicht werden kann. Für die Bewertung der Güte eines Glättungsverfahrens können unterschiedliche Kriterien herangezogen werden. Für die Konjunkturanalyse ist von großer Bedeutung, ob die jeweiligen konjunkturellen Wendepunkte richtig diagnostiziert werden. Zweitens kann, da das Ziel eine möglichst gute Anpassung im Beobachtungszeitraum ist, ein Vergleich der Anpassungsvarianzen der verschiedenen Modellversionen vorgenommen werden. Ein Vergleich der Anpassungsvarianzen ergibt jedoch, daß dieses Kriterium allein zur Beurteilung der Modelle nicht ausreicht¹⁾. Des weiteren kann eine Überprüfung der Restkomponente erfolgen. Wird der konjunkturelle, strukturelle und saisonale Prozeß durch das Bereinigungsverfahren erfaßt, muß die Restkomponente ein stationärer stochastischer Prozeß sein. Eine Überprüfung kann mit Hilfe der Spektralanalyse vorgenommen werden. Bei den diesen Komponenten zugeordneten Frequenzen sollte die Spektraldichte keine lokalen Gipfel aufweisen. Gilt das oben Gesagte, so ist zu fragen, in welcher Weise eine weitere Analyse vorgenommen werden kann. Einen Ansatzpunkt bietet das Box-Jenkins-Verfahren.

Als ein weiteres Gütekriterium zur Beurteilung der Modelle auf Basis linear-rekursiver Funktionen kann die sinnvolle Interpretationsmöglichkeit der charakteristischen Koeffizienten und der Regressionskoeffizienten herangezogen werden.

Die Betrachtung der unterschiedlichen Modellversionen ergibt kein einheitliches Bild bei der Bestimmung der konjunkturellen Wendepunkte. Es ist zu fragen, welches Modell die schlüssigsten Ergebnisse liefert. Von der Modellkonzeption und den Anforderungen her, welche an eine Anpassung von Zeitreihen mittels linear-rekursiver Funktionen gestellt werden, scheint Modell 6 mit Minimierung der Anpassungsvarianz und einem Stützbereich von 1964-1976 die besseren Ergebnisse gegenüber den übrigen Modellschätzungen zu liefern. Für die Wahl dieses Stützbereichs war mit entscheidend, daß nur für wenige Baureihen eine Verlängerung möglich ist. Gegen eine Verkürzung spricht, wie oben dargelegt, daß kein voller Konjunkturzyklus erfaßt wird. Um allgemeine Schlüsse über das kon-

1) Vgl. S.77 f.

junkturrelle Verhalten zu ziehen, ist es notwendig, daß die Stichprobe der Konjunkturzyklen nicht zu klein gewählt wird. In diesem Sinne ist auch ein Stützbereich von 1964-1976 zu gering, da in den wenigsten Fällen der untersuchten Baureihen mehr als 1 1/2 Konjunkturzyklen erfaßt werden. Gegen die Wahl des Modells 7 spricht, daß bei dieser Modellkonzeption a priori die komplexen und reellen Lösungen der Wurzeln der charakteristischen Gleichung festliegen¹⁾. Weiterhin zeigt sich, daß bei dieser Modellanpassung für keine der untersuchten Baureihen Zwischenzyklen ausgewiesen werden, sondern daß diese kurzfristigen Schwingungen noch in der Restkomponente vorhanden sind oder von den geschätzten Funktionen absorbiert werden.

Schwierigkeiten der Modellinterpretation traten immer dann auf, wenn das Problem der Endanpassung vorlag. Um diese Schwierigkeiten zu vermeiden, wurde Modell 6 mit Minimierung der Prognosevarianz durchgerechnet. Dabei zeigt sich, daß die Problematik der Endanpassung bei den Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und der Beschäftigten durch eine komplexe Lösung vermieden wird.

In den folgenden Untersuchungen wird von der Wendepunktbestimmung nach Modell 6 mit Minimierung der Anpassungsvarianz ausgegangen, wie sie in der Tabelle 5, S.80 ausgewiesen ist.

1. Bestimmung der Phasenlängen

Im folgenden sollen die Längen der Expansions- und Kontraktionsphasen der einzelnen Baureihen bestimmt werden und ein Vergleich vorgenommen werden. Aus der Tabelle 9 sind die Phasenlängen der einzelnen Reihen zu entnehmen. Auf die Reihe 1, welche im eigentlichen Sinne keine Baureihe darstellt, sondern den Index der industriellen Nettoproduktion, wurde in den bisherigen Ausführungen nicht näher eingegangen. Die Reihe 1 soll als ein Indikator der allgemeinen konjunkturellen Entwicklung angesehen werden und als Vergleichsreihe für die speziellen bauwirtschaftlichen Reihen dienen. Der Index der industriellen Nettoproduktion läßt erkennen,

1) Vgl. S.77.

daß die Gesamtwirtschaft nach 1967 zwei Konjunkturzyklen durchlaufen hat. In der Regel waren die Kontraktionsphasen kürzer als die Expansionsphasen. Die Kontraktionsphase des letzten Zyklus deutet auf eine Verlängerung hin. Diese Aussagen gelten auch für die Baureihen, welche einen Zwischenzyklus aufweisen. Hierzu zählen der Produktionsindex des Tiefbaus, die Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude, die Baugenehmigungen Nichtwohnbau und die Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand. Die Expansionsphase nach der Rezession 1967/68 hat für diese Reihen eine Dauer von 3-4 Jahren. Daran anschließend folgt ein konjunktureller Rückgang von 1-2 Jahren. Die folgende Expansionsphase zeigt kein einheitliches Bild. Die Phasendauer schwankt zwischen $3 \frac{3}{4}$ Jahren bei den Tiefbauaufträgen und $1 \frac{1}{2}$ Jahren bei den Baugenehmigungen Nichtwohnbau. Da nur für den Index des Tiefbaus der letzte Wendepunkt diagnostiziert werden kann, kann auch nur für diese Reihe eine Phasenlänge von $2 \frac{1}{2}$ Jahren für die letzte Kontraktion angegeben werden. Für die übrigen genannten Reihen ist der Kontraktionsprozeß noch nicht abgeschlossen, so daß nur vorläufige Angaben bei der Annahme eines Tiefpunktes Ende 1976 möglich sind.

Für die restlichen Reihen läßt sich nach 1967 nur ein Konjunkturzyklus nachweisen. Der untere Wendepunkt dieses Zyklus läßt sich nur bei einigen Reihen feststellen. Für die übrigen Reihen, deren Kontraktionsprozeß 1976 noch andauert, wie bei den oben angeführten Reihen, wird ein fiktiver unterer Wendepunkt Ende 1976 festgelegt. Aus diesem Grunde sind auch nur vorläufige Aussagen über die Phasenlänge dieser Kontraktion möglich. Die Expansionsphase hat für die Produktionsreihen eine Länge von 5 Jahren, die vorgelegte Kontraktionsphase eine Länge von 2 Jahren. Für die Kontraktionsphase des letzten Zyklus wird eine vorläufige Phasenlänge von $4 \frac{1}{2}$ Jahren angenommen, da der Tiefpunkt im Beobachtungszeitraum nicht diagnostiziert werden kann. Die Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und Beschäftigten zeigen eine wesentlich kürzere Expansionsphase von $2-3 \frac{1}{2}$ Jahren. Sie entspricht in ihrer Länge in etwa der Kontraktionsphase von 1964/65-1967/68. Die Reihe der Fachwerker und Werker weist die längste Kontraktionsphase von $4 \frac{1}{2}$ Jahren und die kürzeste Expansionsphase von 2 Jahren auf. Die Kontraktionsphase des letzten Zyklus ist für keine

der genannten Reihen abgeschlossen, so daß wiederum nur vorläufige Zahlen genannt werden können. Auch hier ist die Tendenz zu sehen, daß eine wesentliche Verlängerung der Kontraktionsphase stattgefunden hat. An dieser Stelle ist zu fragen, ob dieser Prozeß allein auf konjunkturelle Faktoren zurückzuführen ist oder ob die Veränderung der strukturellen Entwicklung nach 1972/73 mit dazu beigetragen hat. Für die übrigen Baureihen kann man bei einem Vergleich der Phasenlängen von Expansion und Kontraktion der Tabelle 9 entnehmen, daß die Expansionsphase bis zu einem Jahr länger sein kann als die Kontraktionsphase. Für die letzte Kontraktionsphase sind wiederum in den meisten Fällen nur vorläufige Angaben möglich.

2. Bestimmung der Amplituden

Unter der Amplitude eines Konjunkturzyklus versteht man die Differenz zwischen dem Hochpunkt und dem Tiefpunkt des jeweiligen Zyklus. Auf diese Weise ist eine Aussage darüber möglich, wie groß der Einfluß der konjunkturellen Komponente auf den Verlauf der Reihe ist. Bei den bisher in der Praxis angewandten Zeitreihenverfahren wird eine Schätzung der glatten Komponente vorgenommen. Um den konjunkturellen Prozeß isoliert darzustellen, muß eine anschließende Trendbereinigung vorgenommen werden. Denn Amplitudenberechnungen sind nur dann aussagefähig, wenn sie an trendbereinigten Reihen vorgenommen werden¹⁾. Die Zeitreihenglättung mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen bietet hierzu einen verbesserten Ansatzpunkt. Die geschätzten Koeffizienten können als Wachstumsfaktoren und Amplitu-

1) Anm.: R. Janke weist auf die Schwierigkeit in seiner Untersuchung über den Konjunkturzyklus der Bauwirtschaft hin. Um trendfreie Amplituden zu erhalten, werden behelfsweise bereinigte Werte berechnet. Zum Vergleich der Amplituden einzelner Reihen werden die totalen Amplituden als prozentuale Veränderungen vom unteren bzw. oberen Wendepunkt berechnet. Vgl. R. Janke, Analyse-entwurf 2: Die Bauwirtschaft im Konjunkturzyklus - Untersuchung über die zeitliche Abfolge des Konjunkturprozesses in der Bauwirtschaft 1962-1975 -, Forschungsauftrag des Bundesministers für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau, Teil II Vorschläge für laufende Analysen der Bautätigkeit für Zwecke der Bau- und Konjunkturpolitik, der Regionalplanung und Raumordnung, Forschungsbeauftragter: Statistisches Bundesamt, 1977, S.25 ff. Vgl. ebenfalls G. Bry, Ch. Boschan, Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs, Technical Paper 20, New York 1971, S.87 ff.

Tabelle 9: Phasenlänge nach Modell 6 [in Quartalen]

Reihe	Kontraktion	Expansion	Kontraktion	Expansion	Kontraktion
1	5	12	3	10	8
2	8	-	-	20	(17)*
3	8	-	-	19	(17)*
4	6	12	4	9	10
5	13	-	-	13	(16)*
6	13	-	-	9	(26)*
7	13	-	-	14	(20)*
8	14	-	-	13	(21)*
9	18	-	-	8	(24)*
10	12	-	-	14	(20)*
13	13	-	-	14	(17)*
16	11	-	-	15	15
17	7	16	8	8	(7)*
18	9	-	-	16	(23)*
19	14	9	4	6	9? **
20	11	-	-	14	15
21	15	-	-	15	(12)*
22	10	-	-	14	(12)*
23	5	14	6	15? **	2? **

* Bei diesen Reihen konnte der Tiefpunkt des letzten Zyklus nicht festgestellt werden. Es wird daher ein vorläufiger Wendepunkt Ende 1976 angenommen und die vermuteten Phasenlängen in Klammern gesetzt.

** ?=vermutete Phasenlänge, da kein eindeutiger Wendepunkt feststellbar ist.

Quelle: eigene Berechnung.

den interpretiert werden und sind der langfristigen oder kurzfristigen Entwicklungsrichtung der untersuchten Zeitreihe zurechenbar. Die folgende Tabelle 10 gibt die Amplituden der Expansionsphasen und Kontraktionsphasen für die untersuchten Baureihen an. Die Amplituden der glatten Komponente werden in einen der konjunkturellen und der strukturellen Komponente zurechenbaren Teil zerlegt. Für alle Baureihen - außer der Reihe der Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand - erkennt man, daß sowohl die extreme Entwicklung der Expansionsphase als auch der Kontraktionsphase des letzten Zyklus mit durch den die konjunkturelle Komponente überlagerten strukturellen Entwicklungsprozeß verursacht wird. Auf der einen Seite bricht der Aufwärtstrend ab, wie es bei den Produktionsreihen der Fall ist (Reihe 2-4). Andererseits findet eine Verstärkung des Abwärtstrends statt. Dies gilt für die Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und Beschäftigten (Reihe 5-10). Man sieht, daß an der Entwicklung des Zeitraumes 1972/73-1976 maßgeblich die strukturelle Komponente beteiligt ist, während der konjunkturelle Einfluß nur eine untergeordnete Bedeutung hat. Für die Reihe der Baufertigstellungen Wohngebäude kann keine Zerlegung der Amplitude vorgenommen werden, da das Modell 6 für diese Reihe fast multiple Wurzeln schätzt, d. h. es werden zwei Schwingungen von fast gleicher Länge geschätzt. Der Einfluß der Konjunkturkomponente kommt in der Differenz der Regressionskoeffizienten der Schwingungsfunktionen zum Ausdruck. Die Amplituden der Schwingungen sind einzeln nicht interpretierbar.

Des weiteren kann eine Verzerrung der Amplitudenbestimmung dadurch eintreten, daß ein Teil der langfristigen Entwicklung von der Konstanten erfaßt wird.

3. Bestimmung der Lead-Lag Struktur

Um Aussagen über das konjunkturelle Verhalten der Bauwirtschaft vornehmen zu können, ist es notwendig, neben der Wendepunktbestimmung, Bestimmung von Phasenlängen und Amplituden, Aufschluß über den zeitlichen Ablauf der Baukonjunktur zu erhalten. Im allgemeinen geht man davon aus, daß die Baugenehmigungen als dem Produktionsprozeß vorlaufende Indikatoren betrachtet werden, die

Tabelle 10 : Amplitudenbestimmung nach Modell 6

Reihe Phase	Amplitude		
	insgesamt	konjunkturrell	strukturell
1			
Kontr.	- 5,6821	-18,4126	12,7305
Exp.	68,4044	14,6897	53,7147
Kontr.	- 2,1694	-14,8744	12,7050
Exp.	48,3159	22,2283	26,0876
Kontr.	-28,8912	-28,8845	- 0,0067
2			
Kontr.	- 3,3668	-21,3203	17,9535
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	77,7204	18,1708	59,5496
Kontr.	-58,9343	-26,1018	-32,8325
3			
Kontr.	- 4,4328	-22,3599	17,9271
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	84,1418	21,7602	62,3878
Kontr.	-67,2913	-28,7323	-38,5590
4			
Kontr.	- 5,4324	-14,3232	8,8908
Exp.	55,5563	12,1748	43,3815
Kontr.	- 3,1085	-13,7613	10,6528
Exp.	22,1603	18,3119	3,8484
Kontr.	-40,2387	-19,8199	-20,4188
5			
Kontr.	-56,8101	-45,9262	-10,8839
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	43,8025	51,6424	- 7,8399
Kontr.	-104,2113	-26,7484	-77,4629
6			
Kontr.	-53,5509	-31,8119	-21,7390
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	18,2576	29,2799	-11,0223
Kontr.	-108,4284	- 4,8564	-103,5720
7			
Kontr.	- 33,0440	-34,4233	1,3793
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	37,8394	37,8558	- 0,0164
Kontr.	- 54,3578	-25,2416	-29,1165

Fortsetzung: Tabelle 10

Reihe	Amplitude		
Phase	insgesamt	konjunkturell	strukturell
8			
Kontr.	- 5,8252	- 6,8403	1,0151
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	2,9131	5,1747	- 2,2616
Kontr.	-12,9545	- 3,9259	- 9,0286
9			
Kontr.	-413813, 3790	-204746,8356	-413813,3790
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	45455,5570	154787,2757	45455,5570
Kontr.	-640313,5475	- 68412,9637	-640313,5475
10			
Kontr.	-211011,3276	-292973,5128	81962,1852
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	272542,1290	292447,0021	- 19904,8731
Kontr.	-648766,4060	-225481,6563	-423284,7497
13			
Kontr.	- 44008,5268	- 44512,7502	504,2234
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	61864,0927	61867,7207	3,6280
Kontr.	102414,0489	-42956,9378	-59457,1111
16			
Kontr.	-326,6804	- 499,5711	172,8907
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	1246,1349	470,3375	775,7974
Kontr.	- 1398,7211	- 579,3402	- 819,3809
17			
Kontr.	- 37,3789	- 11,4637	- 25,9152
Exp.	30,8859	- 20,1554	10,7305
Kontr.	- 56,8160	- 41,8287	- 14,9873
Exp.	109,6807	77,7542	31,9265
Kontr.	- 169,4530	-103,1715	- 66,2815
18			
Kontr.	- 30,9494	- 93,7486	62,7992
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	109,7080	64,9620	44,7460
Kontr.	-103,8094	- 22,3226	- 81,4868

Fortsetzung: Tabelle 10

Reihe Phase	Amplitude		
	insgesamt	konjunkturrell	strukturell
19			
Kontr.	- 58,3703	- 4,9767	- 53,3936
Exp.	88,9377	25,4224	63,5153
Kontr.	- 5,9380	- 25,5635	19,6255
Exp.	23,5690	27,2471	- 3,6781
Kontr.	- 78,7927	- 25,8675	- 52,9252
20			
Kontr.	- 42,9706	- 82,9482	39,9770
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	135,9964	81,3503	54,6461
Kontr.	-169,2595	- 94,6950	- 74,5645
22			
Kontr.	- 23,6263	- 35,7564	12,1301
Exp.	-	-	-
Kontr.	-	-	-
Exp.	53,1840	26,9442	26,2397
Kontr.	- 20,9971	- 21,2114	0,2153
23			
Kontr.	- 17,5106	- 53,8658	36,3552
Exp.	103,8577	48,3400	55,5177
Kontr.	- 18,7231	- 41,4701	22,7470
Exp.	95,5578	28,1219	67,4359
Kontr.	- 1,0598	- 12,2775	11,2177

Quelle: eigene Berechnung.

Reihen der Produktionsindizes die laufende Produktion widerspiegeln, die Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und Beschäftigten die Auslastung der Produktionsfaktoren angeben und die Reihen der Baufertigstellungen dem Produktionsprozeß nachgelagert sind. Diese Aussagen müßten in der Lead-Lag-Struktur der untersuchten Baureihen zum Ausdruck kommen. Zur Bestimmung dieser Beziehungen wird der Index des Bauhauptgewerbes als Referenzreihe herangezogen. Neben der Untersuchung des zeitlichen Ablaufs der konjunkturellen Entwicklung innerhalb der Bauwirtschaft kann auch das zeitliche Verhalten zur allgemeinen konjunkturellen Entwicklung untersucht werden. Für diese Betrachtung wird der Index der industriellen Nettoproduktion als Referenzreihe betrachtet.

In den Tabellen 11 und 12 sind die Vorlaufeffekte und Verzögerungen für die untersuchten Baureihen wiedergegeben. Für die Reihe 3 in Tabelle 11 bedeutet z. B. 1 Lg beim ersten Hochpunkt des Beobachtungszeitraumes, daß der Wendepunkt der Baureihe 3 gegenüber der Baureihe 2 einen Lag von 1 Quartal hat. Eine entsprechende Interpretation gilt für die Lead- und Lag-Effekte der übrigen Reihen.

Der Tabelle 11 kann man entnehmen, daß die Produktionsindizes (Reihe 3 und 4) für den ersten Hochpunkt einen Lag bis zu einem halben Jahr aufweisen, bei dem Hochpunkt des letzten Zyklus ist die Reihe 3 gleichverlaufend, während die Reihe 4 einen Lag von $1 \frac{1}{4}$ Jahren aufweist. Für die korrespondierenden Tiefpunkte kann ein Gleichverlaufen oder ein geringfügiger Lag bis zu einem halben Jahr festgestellt werden. Bei der Baureihe der geleisteten Arbeitsstunden im Wohnungsbau kann für alle Wendepunkte ein Lag verzeichnet werden. In der Rezession 1967/68 beträgt er sogar 2 Jahre. Bei den übrigen Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und Beschäftigten (Reihe 6-10) sind für die Hochpunkte Vorlaufeffekte der Tabelle 11 zu entnehmen. Sie weisen eine hohe Streuung auf, sowohl innerhalb der einzelnen Reihen selbst als auch zwischen den Hochpunkten der einzelnen Reihen. Im Tiefpunkt 1967 zeigen diese Reihen ebenso wie die Reihe der geleisteten Arbeitsstunden im Wohnungsbau einen Lag mit einem Streubereich zwischen 2 und 5 Quartalen. Für den unteren Wendepunkt des letzten Zyklus wird ein Gleichverlaufen angenommen, weil sowohl für die Reihe

des Produktionsindex im Bauhauptgewerbe als auch für die Reihen 5-10 ein vorläufiger Tiefpunkt Ende 1976 festgelegt wird. Für die Reihen der Baugenehmigungen geht man, wie oben angeführt, davon aus, daß Vorlauffeffekte gegenüber der Produktion vorhanden sind. Dies gilt im Beobachtungszeitraum für alle untersuchten Reihen außer den Reihen Baugenehmigungen Wohngebäude und Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude. Für den Hochpunkt 1965 und den Tiefpunkt 1967 kann für die Baugenehmigungen Wohngebäude ein Lag festgestellt werden. Für den Hochpunkt beträgt er 1 Quartal, für den Tiefpunkt 1 Jahr. Die Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude haben im Hochpunkt 1972/73 einen Lag von 2 1/2 Jahren. Es kann festgestellt werden, daß keine Reihe der Baugenehmigungen konstante Lead-Strukturen aufweist. Die genehmigten Wohnungen zeigen bei den oberen Wendepunkten ebenfalls ein Lag von einem Quartal bzw. zwei Quartalen. Für den Tiefpunkt 1967 ist ein Lag von einem Jahr zu verzeichnen. Am Ende des Beobachtungszeitraumes wird wiederum auf Grund der vorläufig angenommenen unteren Wendepunkte ein Gleichverlaufen unterstellt. Die Baufertigstellungen weisen für alle Wendepunkte Verzögerungseffekte auf. In der Rezession 1966/67 ist dieser Verzögerungseffekt wesentlich länger als in den beiden Expansionsphasen. Beim letzten Tiefpunkt ist für die Baufertigstellungen Nichtwohngebäude ein Lead von 3 Quartalen feststellbar, während für die Baufertigstellungen Wohngebäude ein Gleichverlaufen unterstellt wird. Der Bauvorrat Wohnungen zeigt ebenfalls Verzögerungseffekte bei den Expansionsphasen. Für die Kontraktionsphase 1967 ist der Lageffekt doppelt so hoch wie beim vorgelagerten Hochpunkt. Beim letzten Tiefpunkt ist ein Vorlauffeffekt von einem Quartal vorhanden.

Den bisherigen Ausführungen ist zu entnehmen, daß allgemeingültige Aussagen über die Vorlauf- und Verzögerungseffekte innerhalb des zeitlichen Ablaufs der Baukonjunktur nicht möglich sind. Dies ist mit darauf zurückzuführen, daß nur ein Stichprobenumfang von 1 1/2 Konjunkturzyklen vorliegt, und daß die Baureihen keine konstanten Lead- oder Lag-Strukturen bei den Wendepunkten aufweisen. Z. B. zeigen die Baureihen der geleisteten Arbeitsstunden und der Beschäftigten bei der Rezession 1967 Verzögerungen, während bei den Hochpunkten Vorlauffeffekte vorhanden sind. Im allgemeinen geht

man davon aus, daß die geleisteten Arbeitsstunden mit der Produktion parallel verlaufen, während die Reihen der Beschäftigten Verzögerungseffekte in Rezessionsphasen und Expansionsphasen aufzeigen. Die Unternehmen passen ihren Beschäftigtenstand erst der expansiven konjunkturellen Lage an, wenn alle freien Kapazitätsreserven ausgeschöpft sind. In Expansionsphasen unterstellt man, daß ein Horten der Arbeitskräfte stattfindet, und man paßt sich erst verzögert einer rezessiven Tendenz an. Diesen Aussagen widersprechen die bei den oberen Wendepunkten festgestellten Vorlauffeffekte. Für die Reihen der Baugenehmigungen und Baufertigstellungen werden die Tendenzaussagen über den zeitlichen Ablauf bestätigt.

In der Tabelle 12 werden die Verzögerungs- und Vorlauffeffekte zur gesamtwirtschaftlichen Konjunkturentwicklung dargestellt. Man¹⁾ geht in der Literatur über die konjunkturelle Entwicklung der Bauwirtschaft davon aus, daß Vorlauffeffekte gegenüber der Gesamtwirtschaft vorhanden sind. Diese Aussage wird durch die Lead-Effekte bei den Hochpunkten bestätigt, während bei den unteren Wendepunkten die Verzögerungseffekte überwiegen. Es wurde schon festgestellt, daß die Gesamtwirtschaft nach 1967 zwei volle Konjunkturzyklen durchläuft, während in der Bauwirtschaft nur ein Zyklus nachweisbar ist. Ausnahmen bilden der Produktionsindex des Tiefbaus, die Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude, die Baugenehmigungen Nichtwohnbau und die Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand. Allen diesen Reihen ist gemeinsam, daß sie gegenüber den übrigen untersuchten Baureihen stärker durch das konjunkturelle Verhalten der öffentlichen Hand beeinflußt werden. Dieses kommt in der Reihe der Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand zum Ausdruck und pflanzt sich unmittelbar in der Reihe des Produktionsindex des Tiefbaus fort, da dort der Staat fast als alleiniger Auftraggeber auftritt. Der unmittelbare staatliche Einfluß gilt auch für die Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude. Alle genannten Reihen - außer der Reihe 19 (Baugenehmigungen Nichtwohnbau) und der Reihe 23 (Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand) - zeigen Verzögerungseffekte von einem bis drei Quartalen bei dem oberen Wendepunkt 1970 und von zwei bis acht Quartalen bei dem unteren

1) Vgl. S.12 ff.

Tabelle 11: Lead-Lag-Strukturen [in Quartalen]

Referenzreihe: Baureihe 2: Produktionsindex des Bauhauptgewerbes

Reihe	HP	TP	HP	TP	HP	TP
3	1 Lg [*]	1 Lg	Zwischenzyklus		-	-
4	2 Lg	-***			5 Lg	2 Ld
5	3 Lg	8 Lg			1 Lg	-
6	3 Ld ^{**}	2 Lg			9 Ld	-
7	2 Ld	3 Lg			3 Ld	-
8	3 Ld	3 Lg			4 Ld	-
9	5 Ld	5 Lg			7 Ld	-
10	1 Ld	3 Lg			3 Ld	-
13	1 Ld	4 Lg			2 Ld	-
16	3 Lg	6 Lg			1 Lg	1 Ld
17	1 Ld	2 Ld			10 Lg	-
18	3 Ld	2 Ld			6 Ld	-
19	6 Ld	-			1 Ld	9 Ld
20	1 Lg	4 Lg			2 Ld	4 Ld
21	3 Lg	10 Lg			5 Lg	-
22	6 Lg	8 Lg			2 Lg	3 Ld
23	2 Ld	5 Ld			10 Lg	5 Ld

* Lg = Lag ** Ld = Lead *** - = gleichlaufend

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle 12: Lead-Lag-Strukturen [in Quartalen]

Referenzreihe: Baureihe 1: Index der industriellen Nettoproduktion

Reihe	HP	TP	HP	TP	HP	TP
2	2 Ld**	1 Lg*			4 Ld	5 Lg
3	1 Ld	2 Lg			4 Ld	5 Lg
4	-***	1 Lg	1 Lg	2 Lg	1 Lg	3 Lg
5	1 Lg	9 Lg			3 Ld	5 Lg
6	5 Ld	3 Lg			13 Ld	5 Lg
7	4 Ld	4 Lg			7 Ld	5 Lg
8	5 Ld	4 Lg			8 Ld	5 Lg
9	7 Ld	6 Lg			11 Ld	5 Lg
10	3 Ld	4 Lg			7 Ld	5 Lg
13	3 Ld	5 Lg			6 Ld	5 Lg
16	1 Lg	7 Lg			3 Ld	4 Lg
17	3 Ld	1 Ld	3 Lg	8 Lg	6 Lg	5 Lg
18	5 Ld	1 Ld			10 Ld	5 Lg
19	8 Ld	1 Lg	2 Ld	1 Ld	5 Ld	4 Ld
20	1 Ld	5 Lg			6 Ld	1 Lg
21	1 Lg	11 Lg			1 Lg	5 Lg
22	4 Lg	9 Lg			2 Ld	2 Lg
23	4 Ld	4 Ld	2 Ld	1 Lg	6 Lg	-

* Lg = Lag ** Ld = Lead *** - = gleichlaufend

Quelle: eigene Berechnung.

Wendepunkt 1971. Die Baureihe 19 hat beim oberen Wendepunkt ein Lead von 2 Quartalen und beim unteren Wendepunkt ein Lead von 1 Quartal. Für die Reihe 23 ist ein Vorlaufeffekt von 2 Quartalen beim oberen Wendepunkt feststellbar und eine Verzögerung von 1 Quartal beim unteren Wendepunkt.

4. Isolierte Betrachtung der konjunkturellen Komponente

Bei der Berechnung von Phasenlänge, Amplitude und Lead-Lag Struktur der untersuchten Baureihen wird von der Wendepunktbestimmung anhand der lokalen Maxima und Minima der glatten Komponente ausgegangen. Diese werden sowohl von der konjunkturellen als auch von der strukturellen Komponente bestimmt. Dieser Einfluß pflanzt sich dann weiter fort in die Bestimmung von Phasenlänge, Amplitude und Lead-Lag-Struktur. Es zeigt sich anhand der Berechnung der Amplituden, daß an der Rezession des letzten Zyklus maßgeblich die strukturelle Komponente beteiligt ist. Bei einem Vergleich der Wendepunkte der isolierten konjunkturellen Komponente mit denen der glatten Komponente zeigt sich, daß bei einigen Baureihen geringfügige Verschiebungen feststellbar sind. Die Hoch- und Tiefpunkte werden 1-3 Quartale früher oder später diagnostiziert. Bemerkenswert ist, daß für alle untersuchten Baureihen ein Ende der Kontraktionsphase des letzten Zyklus im Jahre 1975 oder 1976 angezeigt wird.

Bei den Reihen, bei welchen auch mit der glatten Komponente ein Tiefpunkt festgestellt werden kann, wird mit der isolierten Konjunkturkomponente ein früherer Tiefpunkt festgelegt, bei den Reihen, bei welchen ein vorläufiger Tiefpunkt Ende 1976 angenommen wird, kann man ebenfalls einen unteren Wendepunkt im Jahre 1975 oder 1976 diagnostizieren. Hierzu zählen z. B. der Produktionsindex des Bauhauptgewerbes und der Produktionsindex des Hochbaus. Bei der erstgenannten Reihe wird der Wendepunkt mit dem zweiten Quartal 1976 angezeigt, bei der zweiten Reihe mit dem ersten Quartal 1976. Die weitere kontraktive Entwicklung ist auf den strukturellen Prozeß zurückzuführen. Größere Differenzen bei der Wendepunktbestimmung bestehen bei der Reihe der Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude und der Reihe der Baufertigstellungen Nichtwohngebäude. Bei den Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohn-

gebäude zeigt die isolierte konjunkturelle Komponente Schwingungen, welche mit der glatten Komponente nicht feststellbar sind. Diese Schwingungen werden von der langfristigen Entwicklung ausgeglichen. Bei den Baufertigstellungen Nichtwohngebäude werden Hoch- und Tiefpunkte bis zu sieben Quartalen später festgelegt.

Der Verlauf der Baugenehmigungen Nichtwohnbau zeigte am Ende des Beobachtungszeitraumes größere Unsicherheiten bei der Bestimmung des letzten Wendepunktes. Es war fraglich, ob der mit der glatten Komponente im Jahre 1974 festgestellte untere Wendepunkt als Tiefpunkt der letzten Kontraktionsphase angesehen werden kann, da anschließend ein geringfügiger Aufschwung stattfindet, der in einer weiteren kontraktiven Entwicklung mündet. Dieser Verlauf wird von der isolierten Konjunkturkomponente bestätigt.

Für die Baufertigstellungen Wohngebäude kann auf Grund der Schätzung fast multipler Wurzeln keine Trennung von konjunktureller und struktureller Entwicklung vorgenommen werden.

Die isolierte Betrachtung der konjunkturellen Komponente bestätigt die Sonderentwicklung des letzten Zyklus. Es wirken nicht nur konjunkturelle Faktoren ein, sondern maßgeblicher Einfluß ist der strukturellen Entwicklung zuzurechnen. Dieser strukturelle Prozeß beinhaltet sowohl, daß eine Sättigung am Wohnungsmarkt, d. h. die Zahl der Haushaltungen stimmt mit der Zahl der zur Verfügung stehenden Wohnungen überein, eingetreten ist, als auch, daß eine Flucht in die Sachwerte auf Grund der inflationären Entwicklung stattgefunden hat.

Die Differenzen bei der Wendepunktbestimmung führen am Ende des Beobachtungszeitraumes zu Verzerrungen der konjunkturellen Amplituden, welche anhand der Wendepunkte der glatten Komponente berechnet werden, da der Tiefpunkt dort festgelegt wird, wo die konjunkturelle Komponente schon wieder eine Aufwärtstendenz anzeigt.

XVII. Probleme der Wirtschaftsprognose

In den bisherigen Ausführungen ist nur die Wirtschaftsdiagnose bzw. die Konjunkturdiagnose behandelt worden. Es ist jedoch nicht nur Sinn einer Wissenschaft, über den Ist-Zustand eine Aussage vorzunehmen, sondern es wird auch danach gefragt, was in der Zukunft geschieht. Damit soll nicht behauptet werden, daß in der Prognose das Ziel jeder wissenschaftlichen Betätigung gesucht werden sollte¹⁾. Eine andere Aufgabe der Prognose wird darin gesehen, zur Überprüfung theoretischer Hypothesen zu dienen, da in den Wirtschaftswissenschaften im Gegensatz zu den Naturwissenschaften dem Forscher die Anwendung des kontrollierten Experiments versagt bleibt. „Die Verwendung als Experiment-Ersatz bleibt allerdings problematisch, denn letzte Beweiskraft liegt weder in der Erfüllung noch im Versagen der Prognose²⁾.“ Vielmehr ist es Aufgabe einer aktuellen Prognose, Anhaltspunkte und Entscheidungshilfen für zukünftige Entscheidungen zu liefern³⁾. Eine Prognose kann nicht als Selbstzweck gesehen werden und als Ziel die Erfüllung der Prognose.

Im folgenden sollen die Begriffe „Prognose“ und „Projektion“ synonym verwendet werden, da in der Literatur keine Einstimmigkeit über die jeweiligen Begriffsabgrenzungen besteht. Vielfach wird der Begriff Projektion bei Berücksichtigung bestimmter Zielsetzungen öffentlicher oder privater Instanzen für wünschenswerte zukünftige Zustände benutzt. Die Projektion umfaßt in vielen Fällen einen langfristigen Aspekt. Unter Prognose wird im allgemeinen eine Aussage über zukünftige Ereignisse verstanden und beinhaltet eine kurzfristige Konjunkturprognose.

Des weiteren besteht die Forderung nach einer unbedingten Prognose, d. h. daß auch die Rahmen- und Anwendungsbedingungen prognostiziert werden müssen, wenn nicht von der Annahme der Konstanz ausgegangen werden soll. „Daraus resultiert das Problem der 'Pro-

1) H. Gerfin, Langfristige Wirtschaftsprognose, Tübingen 1964, S.8 f.

2) Ebenda, S.9.

3) Ebenda, S.10.

gnosenhierarchie' * bzw. des ,unendlichen Regresses' *1) ." In der Praxis muß dieses Dilemma gelöst werden. Dies geschieht derart, daß man zu bedingten Prognosen übergeht, d. h. der Prognoseprozeß wird auf der ersten Stufe abgebrochen - z. B. durch die Annahme einer konstanten Struktur²⁾.

Eine Einteilung der Prognosetypen kann nach ihrer Fristigkeit vorgenommen werden.

Man unterscheidet:

- kurz- bzw. mittelfristige Prognosen
- langfristige Prognosen.

Als Voraussetzung jeder Prognose ist eine aktuelle Wirtschaftsdiagnose zu nennen, welche die Güte eines Prognoseversuchs entscheidend beeinflußt. „Da die Prognose ihrem Wesen nach den Übergang des Systems aus dem herrschenden Zustand in den einer zukünftigen Periode behandelt, ist die ,empirische Ausgangssituation' ** notwendigerweise integrierender Bestandteil der Analyse³⁾ ."

Im Hinblick auf die Fristigkeit kann eine Zuordnung der hauptsächlich angewandten Prognosemethoden vorgenommen werden. Unter einer kurzfristigen Prognose wird im allgemeinen eine Konjunkturprognose verstanden und ist mit der Konjunkturdiagnose eng verbunden. Hauptsächlich werden Indikatoren zur Messung und Darstellung des Konjunkturphänomens verwendet⁴⁾. Zur Prognose gelangt man, wenn eine Extrapolation der glatten Komponente (Trend plus Konjunktur) der mit der Konjunktur gleichverlaufenden Indikatoren vorgenommen wird, oder es werden der allgemeinen konjunkturellen Entwicklung vorlaufende Indikatoren zur Prognose herangezogen. Des weiteren sind ökonometrische Modelle und die Prognose der Komponenten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung zu nennen.

1) Hujer/Cremer, Methoden der empirischen Wirtschaftsforschung, WiSo-Kurzlehrbücher, München 1978, S.14.

2) Ebenda.

3) Ebenda, S.16.

4) Vgl. Einleitung, S.1 ff. Eine übersichtliche Klassifizierung der Konjunkturindikatoren nehmen Hujer/Cremer vor, in: Methoden der empirischen Wirtschaftsforschung, WiSo-Kurzlehrbücher, München 1978, S.71 ff.

* Im Original rekursiv gedruckt.

** Im Original rekursiv gedruckt.

Unter langfristigen Prognosemodellen werden Angebotsprognosen und Kapazitätsbetrachtungen verstanden, welche den wachstumsorientierten Charakter unterstreichen. Angebotsprognosen sind nur so lange sinnvoll, als Verkäufermärkte und ausgelastete Kapazitäten vorliegen, wie es in den fünfziger und sechziger Jahren der Fall war. „Die in langfristigen Wirtschaftsprognosen überwiegend anzutreffende Beschränkung auf die Vorausschätzung des potentiellen Angebots beruht, wie bereits ausgeführt, auf der engen Anlehnung an die Wachstumstheorie, die eine Vollauslastung der Produktionsfaktoren unterstellt¹⁾.“ Dies bedeutet, daß bei Sättigkeitserscheinungen Angebotsprognosen nicht allein die zukünftige Situation wiedergeben können. Gerfin fordert daher zusätzliche Bedarfsprognosen. „In der Regel genügen jedoch Angebotsschätzungen allein nicht, denn über erforderliche bzw. gewünschte Mengen wird selten von vornherein Klarheit bestehen. Die Bedarfsuntersuchung hat daher gewöhnlich parallel zu erfolgen²⁾.“

Zu dem Instrumentarium des langfristigen Prognostikers gehören die Aufstellung von Strukturgleichungen für einzelne Branchen und Märkte, ökonometrische Gesamtmodelle, welche interdependente Beziehungen berücksichtigen und von daher höhere Anforderungen an das Schätzverfahren der Parameter stellen, Input-Output-Modelle zur Darstellung der intersektoralen Verflechtung, die langfristige Trendextrapolation, um nur einige Prognosemethoden zu nennen. Bei Prognosen auf dem Bau- und Wohnungsmarkt stand bisher der langfristige Aspekt im Vordergrund des Interesses³⁾. Bedingt durch den Nachholbedarf nach dem 2. Weltkrieg auf dem Wohnungsmarkt und der damit verbundenen explosionsartig ansteigenden Bautätigkeit, traten schon Mitte der sechziger Jahre zunehmend Sättigungerscheinungen auf. Um eine stetige Auslastung der Baukapazitäten zu erreichen, mußten Bedarfsprognosen für die kommenden Jahre aufgestellt werden. „Mit allmählicher Normalisierung der Wohnungsmarkt-

1) D. Duwendag, Methoden und Determinanten einer Wohnungsbedarfs-, Kosten- und Mietprognose für die Bundesrepublik Deutschland bis 1975, Münster 1970, S.5.

2) H. Gerfin, a.a.O., S.23.

3) Vgl. D. Duwendag, a.a.O., S.9 f. und die dort angeführte Literatur.

verhältnisse in Deutschland stießen Wohnungsbedarfsprognosen auf besonderes Interesse¹⁾." Ein Kennzeichen dieser Bedarfsprognosen war, daß das Wohnungsneubauvolumen - rückblickend - ständig unterschätzt wurde. Bedarfsprognosen beinhalten nicht nur einen quantitativen Aspekt, sondern auch einen qualitativen, der mitentscheidend ist für die Überalterung von Wohngebäuden und daher den Ersatzbedarf an Wohngebäuden bestimmt.

Hervorzuheben ist der rein normative Charakter dieser Prognose, da Angaben über die wünschenswerte Versorgungsrate der Bevölkerung mit Wohnungen gemacht werden müssen. „Die operable Anwendung eines so verstandenen sozial-normativen Begriffs Wohnungs- "Bedarf" setzt in jedem konkreten Einzelfall die Beschreibung seiner Elemente voraus, nämlich die Festlegung der Norm bzw. des sozial Wünschenswerten ... Daraus folgt, daß wir den Berechnungen der einzelnen Wohnungsbedarfskategorien jeweils eine derartige Normenfizierung voranzustellen haben²⁾."

Im folgenden soll nicht der langfristige, sondern der kurzfristige Prognoseaspekt für die Bauwirtschaft betrachtet werden. Die untersuchten Baureihen umfassen sowohl Angebots- als auch Nachfragerreihen, welche kurzfristig zur Verfügung stehen.

1. Konjunkturprognose

Zur Konjunkturprognose können, wie oben angeführt, unterschiedliche Methoden dienen, welche zum Teil von dem vorhandenen Datenmaterial abhängen. Die aufwendigste Methode stellt ein ökonometrisches Modell zur Konjunkturprognose dar, welches der Forderung nach "Theory with Measurement" am nächsten kommt.

Im folgenden sollen die Zeitreihen, welche schon zur Messung des Konjunkturzyklus innerhalb der Bauwirtschaft herangezogen wurden, zur Prognose benutzt werden. Es ist zu prüfen, ob diese Zeitreihen den Anforderungen genügen, welche an Konjunkturindikatoren gestellt werden³⁾, die zur Konjunkturprognose herangezogen werden sollen.

1) Ebenda, S.9 f.

2) Dieter Duwendag, a.a.O., S.17.

3) Vgl. Hujer/Cremer, a.a.O., S.75.

Die Anforderungen an die Konjunkturindikatoren lauten:

- 1) Theoretische Plausibilität; d. h. es soll eine ökonomisch sinnvolle Beziehung zum Konjunkturverlauf bestehen.
- 2) Statistisch-datentechnische Begründung: es wird nach dem Erhebungssystem und -verfahren der zu untersuchenden Indikatoren gefragt: Liegen geglättete Werte vor, ist der Inhalt und die Methode der Erhebung gleich geblieben, auf welcher Grundlage werden Schätzungen vorgenommen, liegt eine Teil- oder Vollerhebung vor?
- 3) Konformität mit vergangenen Konjunkturzyklen in temporaler und qualitativer Hinsicht, d. h. wie verhielt sich die Zeitreihe in vergangenen Konjunkturzyklen?
- 4) Es sollten monatliche Erhebungen vorliegen, da nur so eine kurzfristige Wirtschaftsprognose möglich ist. Die übliche Einteilung der Indikatoren in bezug auf den Konjunkturverlauf ist:
 - vorlaufende (leading-)Indikatoren
 - mit der Konjunktur gleichlaufende (coinciding-)Indikatoren
 - nachlaufende (lagging-)Indikatoren.

Des weiteren wird eine Einteilung nach ihrem Aggregationsgrad (einfach-komplexe Indikatoren) vorgenommen. Außerdem unterscheidet man objektive und subjektive Indikatoren. Dieses zuletzt genannte Klassifikationsschema bezieht sich auf die Datenbasis¹⁾: objektive Indikatoren werden von der amtlichen und nichtamtlichen Statistik veröffentlicht, subjektive Indikatoren stützen sich auf Meinungen und Erwartungen und sind qualitativer Art. Zur Prognose kann, wie oben erwähnt, ein Bündel von Indikatoren dienen, doch es ist zu fragen, ob nicht ein komplexer Indikator geschaffen werden kann, derart, daß nur eine einzige Reihe den Konjunkturverlauf wiedergibt. Der Sachverständigenrat hat diesen Versuch für die Gesamtwirtschaft unternommen, doch in der Zwischenzeit die Berechnung des Gesamtindikators wieder eingestellt. Neben einigen methodischen Mängeln und Mängeln bei der Auswahl der Einzel-

1) Vgl. Hujer/Cremer, a.a.O., S.78.

indikatoren versagte der Gesamtindikator bei dem Phänomen der konjunkturellen Stagflation, d. h. bei konträr verlaufender Mengen- und Preiskonjunktur. Der Sachverständigenrat hat im Jg. 1971/72¹⁾ sowohl einen Mengen- als auch einen Preisindikator berechnet. Doch wird damit eine der Hauptaufgaben des Gesamtindikators nicht mehr erfüllt, die Konjunktur durch eine einzige Zahl wiederzugeben. In den vorangegangenen Untersuchungen zeigte sich, daß bei allen Bau-reihen eine konjunkturelle Schwankung vorliegt, welche von einer langfristigen Entwicklung überlagert wird. Im folgenden soll eine kurzfristige Konjunkturprognose der mit Hilfe linear-rekursiver Funktionen geschätzten glatten bzw. konjunkturellen Komponente vor-genommen werden.

2. Prognose mittels linear-rekursiver Funktionen

In den vorangegangenen Kapiteln hat sich herausgestellt, daß mit Modell 6 die sinnvollsten Schätzergebnisse erzielt wurden. Es sollte eine möglichst gute Glättung der Zeitreihen im Beobachtungszeitraum erreicht werden. Von daher wurde eine Minimierung der Anpassungs-varianz angestrebt. Bei der Schätzung im Endbereich traten bei den Reihen Probleme auf, welche ein starkes Absinken am Ende des Beob-achtungszeitraums aufzeigen. Diese Schätzprobleme können vermieden werden, wenn die Schätzung mit Minimierung der Prognosevarianz durchgeführt wird.

Die Prognose strebt ein anderes Ziel an. Die Anpassung im Beobach-tungszeitraum steht nicht im Mittelpunkt des Interesses, sondern es soll eine möglichst gute Schätzung für den Prognosezeitraum er-reicht werden. Bei den in der Praxis angewandten Zeitreihenverfah-ren hat sich herausgestellt, daß trotz guter Anpassungsergebnisse schlechte Schätzergebnisse für die Prognose vorliegen. Dies ist darauf zurückzuführen, daß für die Glättung im Beobachtungszeit-raum Polynome verwendet werden²⁾. Es ist zu prüfen, ob dieses Di-lemma mit Hilfe der Anpassung linear-rekursiver Funktionen und der Minimierung der Prognosevarianz gelöst werden kann.

1) Jahresgutachten 1971/72 des Sachverständigenrates zur Begutach-tung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Stuttgart-Mainz 1971.

2) Vgl. S.51.

Die Konjunkturdiagnose der untersuchten Baureihen ergab, daß sich der für die Prognose zur Verfügung stehende Beobachtungszeitraum durch einen Umschwung in der konjunkturellen Entwicklung auszeichnet bei einer gleichzeitigen kontraktiven strukturellen Entwicklung, welche auf eine weitere rezessive Entwicklung hindeutet.

2.1 Extrapolation der glatten Komponente mit Modell 6

Es soll in den folgenden Ausführungen eine kurzfristige Prognose von einem Jahr vorgenommen werden. Modell 6 wird in unterschiedlichen Versionen zur Schätzung herangezogen. Einmal ist zwischen der Länge des Stützbereichs zu differenzieren. Es wird auf der einen Seite der ursprünglich zur Verfügung stehende Stützbereich von 1964-1976 gewählt, auf der anderen Seite wird eine Verkürzung auf 1970-1976 vorgenommen. Die Schätzung mit beiden Modellversionen wird sowohl mit Minimierung der Anpassungsvarianz als auch mit Minimierung der Prognosevarianz durchgeführt.

Die ursprüngliche Modellversion 6 mit einem Stützbereich von 1964-1976 und Minimierung der Anpassungsvarianz, welche sich für die Diagnose als aussagefähig erweist, ergibt für die Prognose, daß für fast alle der untersuchten Baureihen ein beginnender Konjunkturaufschwung geschätzt wird. Für die Reihen, welche im Beobachtungszeitraum keinen unteren Wendepunkt des letzten Konjunkturzyklus anzeigen, wird im Prognosejahr ein Tiefpunkt prognostiziert. Hierzu zählen die Reihen 2 (Produktionsindex des Bauhauptgewerbes), 3 (Produktionsindex des Hochbaues), 17 (Baugenehmigungen der öffentlichen Nichtwohngebäude) und 21 (Baufertigstellungen Wohngebäude). Der Tiefpunkt für die Reihen 2 und 17 wird für das erste Quartal 1977 prognostiziert, für die Reihe 21 das zweite Quartal 1977. Die Baureihe 3 zeigt im Prognosejahr 1977 eine expansive Tendenz, so daß der Tiefpunkt noch in das vierte Quartal 1976 fällt. Für die Reihen, für welche im Beobachtungszeitraum ein Tiefpunkt angegeben werden kann, wird eine weiter ansteigende Entwicklung geschätzt. Der prognostizierte Aufschwung bricht für die Reihe des Index der industriellen Nettoproduktion nach zwei Quartalen wieder ab. Bei den Baugenehmigungen Nichtwohnbau wird ein vorläufiger Tiefpunkt im dritten Quartal 1974 festgelegt.

Daran anschließend folgt ein Zwischenzyklus mit einer geringfügig ansteigenden Tendenz, so daß eher von einer retardierenden Entwicklung auf niedrigem Niveau gesprochen werden kann, daranschießend wird eine weitere Kontraktion geschätzt. Ein Ende dieser kontraktiven Entwicklung wird für das letzte Quartal 1977 prognostiziert. Die Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und der Beschäftigten zeigten Probleme bei der Endanpassung im Beobachtungszeitraum. Die Prognose bestätigt die vermutete weitere kontraktive Entwicklung im Prognosezeitraum. Für keine der genannten Reihen wird ein Tiefpunkt für den letzten Konjunkturzyklus prognostiziert. Es zeigt sich jedoch, daß die hier betrachtete Modellversion für eine Prognose nicht geeignet ist. Diese Aussage wird insbesondere von der Reihe der genehmigten Wohnungen bestätigt, welche ebenfalls durch eine starke kontraktive Entwicklung am Ende des Beobachtungszeitraumes gekennzeichnet ist. Eine Prognose ergibt negative Werte.

Diese Ergebnisse und auch die Überlegungen, ob es nicht sinnvoller ist, für eine Prognose eine Minimierung der Prognosevarianz durchzuführen, führen dazu, eine Modellschätzung mit Minimierung der Prognosevarianz vorzunehmen.

Die Diagnose ergab bei einem Vergleich mit der Schätzung bei Minimierung der Anpassungsvarianz, daß es zu größeren Verschiebungen bei der Wendepunktfestlegung am Ende des Beobachtungszeitraumes kam¹⁾.

Bei der Schätzung für die Prognose sind bei den Reihen größere Differenzen festzustellen, bei welchen bei der Modellschätzung mit Minimierung der Anpassungsvarianz das Problem der Endanpassung auftaucht und eine Prognose nicht sinnvoll erscheint. Hierzu gehören die oben genannten Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und der Beschäftigten (Reihe 5-10) und die Reihe der genehmigten Wohnungen (Reihe 13). Für die Reihen 5, 7, 10 und 13 wird schon im Beobachtungszeitraum der untere Wendepunkt des letzten Zyklus geschätzt. In der Prognose führt dies zu einer weiteren

1) Vgl. S.92 f. und Tabelle 8, S.95.

expansiven Entwicklung. Die Reihen 6 und 7 zeigen auch im Prognosezeitraum einen weiter andauernden Abschwung, während für die Baureihe 8 ein unterer Wendepunkt im letzten Quartal 1977 geschätzt wird.

Die Produktionsreihen (1-4) zeigen in der Prognose bei beiden Modellversionen die gleiche Entwicklung. Dies kann ebenfalls für die Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude, die Baugenehmigungen Wohngebäude und die Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand festgestellt werden. Im Gegensatz zur Diagnose und Prognose mit Minimierung der Anpassungsvarianz wird für die Reihe der Baugenehmigungen Wirtschaftsgebäude ein Tiefpunkt im dritten Quartal 1975 angezeigt und eine beginnende Expansion prognostiziert. Für die Baugenehmigungen Nichtwohnbau wird bei der Schätzung mit Minimierung der Prognosevarianz der bei der Schätzung mit Minimierung der Anpassungsvarianz festgestellte Zwischenzyklus nach 1974 nicht wiedergegeben. Es wird ein Tiefpunkt im vierten Quartal 1975 geschätzt und eine beginnende Expansion prognostiziert. Die Prognose für die Baufertigstellungen Wohngebäude und Nichtwohngebäude führt zu einem Tiefpunkt im ersten Quartal 1977 und zu einem beginnenden Aufschwung.

Eine weitere Variation des Modells 6 besteht darin, eine Verkürzung des Stützbereichs auf 1970-1976 vorzunehmen. Auch diese Modellversion wird sowohl mit Minimierung der Anpassungsvarianz als auch mit Minimierung der Prognosevarianz durchgeführt¹⁾. Die Analyse des Modells M*6A ergab für den Beobachtungszeitraum²⁾, daß auf Grund des Fehlens eines vollen Konjunkturzyklus keine allgemeinen Aussagen über den Verlauf eines Zyklus möglich sind. Die Festlegung der Wendepunkte führte gegenüber dem ursprünglichen Stützbereich am Ende des Beobachtungszeitraumes zu größeren Differenzen. Diese Differenzen lassen sich auch in der Prognose fest-

1) Die unterschiedlichen Modellversionen des Modells 6 werden wie folgt benannt:

M6A : Stützbereich von 1964-1976 und Minimierung der Anpassungsvarianz
 M6P : Stützbereich von 1964-1976 und Minimierung der Prognosevarianz
 M*6A: Stützbereich von 1970-1976 und Minimierung der Anpassungsvarianz
 M*6P: Stützbereich von 1970-1976 und Minimierung der Prognosevarianz

2) Vgl. S. 94 ff. und S.100.

stellen. Für die Reihe des Produktionsindex des Bauhauptgewerbes und die Reihe des Produktionsindex des Hochbaus wird ein oberer Wendepunkt im dritten Quartal 1976 geschätzt und im Prognosezeitraum eine beginnende Kontraktion aufgezeigt. Das Modell prognostiziert für den Produktionsindex des Tiefbaues eine kontraktive Entwicklung, während die Prognose mit Modell M6A zu einer expansiven Entwicklung führt. Die konträren Prognoseergebnisse lassen sich auch für die Reihen der geleisteten Arbeitsstunden feststellen (Reihe 5,6,7). Modell M*6A deutet auf eine Expansion hin, während Modell M6A eine weitere Kontraktion prognostiziert. Die expansive Entwicklung der Reihen 5 und 7 wird auch mit dem Modell M6P geschätzt. Bei den Reihen der Beschäftigten (8-10) wird mit Modell M*6A sowie mit Modell M6A eine weitere Kontraktion aufgezeigt. Gleiche expansive Tendenzen für die konjunkturelle Entwicklung prognostizieren beide Modelle für die Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude, die Baugenehmigungen Wirtschaftsgebäude und für die Baufertigstellungen Wohngebäude. Die Prognose mit Modell M*6A führt bei den Reihen 13, 16, 19, 20 und 23 zu keinem plausiblen Ergebnis. Für die Reihen 13, 16, 19 und 20 wird eine zu starke Kontraktion prognostiziert, welche bei der Reihe 13 zu negativen Prognosewerten führt. Die Schätzung für die Reihe 23 zeigt in der Prognose explodierende Werte auf. Hier taucht wiederum das Problem der Endanpassung im Beobachtungszeitraum auf.

Die Prognose des Modells mit verkürztem Stützbereich führt bei Minimierung der Prognosevarianz zu plausibleren Ergebnissen als die Schätzung mit Minimierung der Anpassungsvarianz. Für fast alle Reihen wird eine beginnende Expansion prognostiziert. Eine Ausnahme bilden die Reihen der Beschäftigten, die Reihe der genehmigten Wohnungen und der Bauvorrat Wohnungen. Die Schätzung mit dieser Modellversion zeigt im Beobachtungszeitraum für die genehmigten Wohnungen einen Hochpunkt im ersten Quartal 1976 und prognostiziert eine beginnende kontraktive Entwicklung.

Der Zwischenzyklus der Reihe der Baugenehmigungen Nichtwohnbau, welcher bei der Modellschätzung mit einem Stützbereich von 1964-1976 festgestellt werden kann, ist auch bei der Modellschätzung M*6P feststellbar. Ein Ende dieses Zwischenzyklus wird nicht pro-

gnostiziert. Im Gegensatz zu allen anderen Modellschätzungen wird für die Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand eine weitere kontraktive Entwicklung prognostiziert.

2.2 Beurteilung

Bei der Darstellung der Prognosemodelle wurde für die betrachteten Baureihen dargelegt, welche Entwicklungstendenz die glatte Komponente, d. h. Trend einschließlich Konjunktur, im Prognosezeitraum aufzeigt. Damit wird über die Güte, darunter soll ein Vergleich der geschätzten Werte mit den tatsächlichen Werten verstanden werden, nichts ausgesagt.

Die Tabelle 13 enthält die prozentualen Abweichungen der geschätzten Werte (glatte Komponente einschließlich Saison) von den tatsächlichen Werten im Prognosejahr 1977. Verzerrungen bei der Berechnung dieser Abweichungen können durch die Neuabgrenzung des Erhebungsbereiches im Jahre 1977 auftreten.

Der Tabelle 13 läßt sich entnehmen, daß keine Modellversion für alle betrachteten Baureihen die besseren Prognoseergebnisse liefert. Für die Produktionsreihen 2-4 schätzt zum Beispiel das Modell M^*6P die geringsten Abweichungen, für den Index der industriellen Nettoproduktion das Modell $M6A$. Bei der Reihe der genehmigten Wohnungen treten in der Prognose bei den Modellen $M6A$ und M^*6A negative Werte auf. Dies wird zwar bei Minimierung der Prognosevarianz vermieden, doch zeigen beide Modelle keine zufriedenstellenden Ergebnisse. $M6P$ führt zu einer Überschätzung bis zu 44 %, M^*6P zu einer Unterschätzung bis zu 42 %.

Es zeigt sich, daß die Modellversionen mit Minimierung der Prognosevarianz dann die besseren Prognoseergebnisse liefern, wenn das Problem der Endanpassung auftaucht und eine Verkürzung des Stützbereiches vorgenommen wird, denn man ersieht aus Tabelle 13, daß mit Modell M^*6A keine zufriedenstellenden Prognoseergebnisse erzielt werden.

Ein Vergleich der Prognoseergebnisse kann zusätzlich anhand der geschätzten Jahressummen vorgenommen werden, da in einigen Fällen ein Ausgleich der Abweichungen über die einzelnen Quartale stattfindet. Die Tabelle 14 gibt die prozentualen Abweichungen der geschätzten Jahressummen von den tatsächlichen Jahressummen an. Der Vergleich von Jahressummen hat den Vorteil, daß die Saisonschätzung vernachlässigt werden kann. Außerdem kommt es zu einem Ausgleich zwischen Über- und Unterschätzungen innerhalb eines Jahres. Man sieht, daß in den meisten Fällen bei den Modellen M6A und M*6A eine Überschätzung der tatsächlichen Jahressumme vorliegt. Bei den Modellen mit Minimierung der Prognosevarianz halten sich Unter- und Überschätzungen die Waage. In 13 Fällen der betrachteten Reihen liefern die Modelle mit Minimierung der Prognosevarianz die kleineren prozentualen Abweichungen. Für die Reihen 2, 3, 9, 13, 16, 19, 20, 21 und 22 schätzt das Modell M*6P die geringsten Abweichungen bei der Jahressumme, für die Reihen 5, 6 und 8 das Modell M6P. Bei den Reihen 1, 4, 18 und 23 zeigt Modell M6A die geringsten Abweichungen, bei der Reihe 17 Modell M6P. Wenn auch das Modell M*6A in einem Vergleich mit den übrigen Modellversionen zu schlechteren Prognosewerten führt, schätzt es bei den Reihen 7 und 10 die geringsten Abweichungen in der Jahressumme. Die Modelle mit den geringsten Abweichungen für die einzelnen genannten Baureihen zeigen in den meisten Fällen sowohl Unter- als auch Überschätzungen, so daß ein Ausgleich wirksam wird. Bei den Modellversionen mit größeren Abweichungen bei einem Vergleich der Jahressumme liegen entweder Über- oder Unterschätzungen für das gesamte Prognosejahr vor.

2.3 Extrapolation der isolierten konjunkturellen Komponente

Für die Modelle M6A und M6P erscheint es sinnvoll, eine Extrapolation der isolierten konjunkturellen Komponente vorzunehmen. Bei den Modellen mit verkürztem Stützbereich ist dieses Vorgehen nicht möglich, da der Stützbereich für eine Trennung von konjunktureller und struktureller Entwicklung zu kurz gewählt wurde. Die mit diesen Modellen geschätzte langfristige Schwingung kann nicht eindeutig der Strukturentwicklung zugeordnet werden. In den meisten Fällen werden zwei Schwingungen von einer Länge zwischen 3 und 4

Tabelle 13: Prozentuale Abweichungen der Schätzwerte von den tatsächlichen Werten

Reihe \ Modell	M6A	M6P	M*6A	M*6P
1				
I. Quartal	- 1,9498	- 2,8217	- 1,9904	- 2,9134
II. Quartal	3,0794	- 4,1052	- 5,1885	- 6,0307
III. Quartal	0,0984	- 1,1694	- 8,2429	- 8,8577
IV. Quartal	- 5,5124	- 6,5477	-13,9217	-13,7757
2				
I. Quartal	- 9,9367	-10,2389	- 8,6719	- 1,8148
II. Quartal	- 6,6647	- 6,9337	- 7,6888	1,4250
III. Quartal	- 1,7933	- 2,1610	-10,7593	4,8172
IV. Quartal	- 6,5802	- 7,0625	-20,5141	0,8059
3				
I. Quartal	-11,7442	-12,4078	- 8,8833	- 4,7074
II. Quartal	- 6,6566	- 7,3862	- 7,2860	- 0,7953
III. Quartal	- 0,5824	- 1,7139	- 9,9545	2,0845
IV. Quartal	- 5,2541	- 6,6832	-19,5763	- 2,6797
4				
I. Quartal	1,7484	- 0,2516	- 8,5990	0,3965
II. Quartal	- 0,8095	- 2,4212	-11,9655	1,3235
III. Quartal	3,0417	1,1462	-21,5075	3,9841
IV. Quartal	- 1,4481	- 3,3408	-41,0526	1,2222
5				
I. Quartal	-35,9398	-29,6779	-21,9960	-14,9994
II. Quartal	- 4,0989	4,5122	1,0110	8,1394
III. Quartal	- 2,9421	12,4488	6,5035	14,6501
IV. Quartal	-17,6267	7,8016	7,1060	15,0478
6.				
I. Quartal	-49,2265	-18,5639	-14,4997	- 6,8061
II. Quartal	-14,0496	15,3629	14,2130	19,0815
III. Quartal	-14,8024	21,9371	25,8312	28,6945
IV. Quartal	-37,4766	10,1692	30,6126	30,2240
7				
I. Quartal	-29,6851	-10,6139	-14,4988	- 4,8970
II. Quartal	-21,9373	11,9967	3,9916	15,5338
III. Quartal	-38,7027	21,9901	10,1375	23,5391
IV. Quartal	-81,9848	25,3165	14,2703	28,5955

Fortsetzung: Tabelle 13

Reihe \ Modell	M6A	M6P	M* 6A	M* 6P
8				
I. Quartal	- 7,9088	- 5,1979	- 4,6132	- 3,6183
II. Quartal	- 4,0472	- 0,3172	- 3,8548	- 2,2223
III. Quartal	- 3,6723	1,3701	- 5,5028	- 3,1346
IV. Quartal	- 6,1154	0,6524	- 9,6120	- 6,4365
9				
I. Quartal	-24,7072	-21,2551	-19,3752	-15,0551
II. Quartal	-11,5244	- 6,9547	-12,3113	- 5,7181
III. Quartal	-11,3152	- 5,3614	-13,3432	- 4,5769
IV. Quartal	-21,8048	-13,9590	-20,6303	- 9,8798
10				
I. Quartal	- 3,4263	0,9348	1,2296	1,9404
II. Quartal	- 3,2301	3,6356	0,4399	1,8430
III. Quartal	- 2,9001	6,0181	- 0,2731	1,9920
IV. Quartal	- 7,1095	8,1582	- 1,9898	1,2522
13				
I. Quartal	negative	13,3479	negative	-28,4408
II. Quartal	Prognose-	32,6693	Prognose-	-19,6270
III. Quartal	werte	41,7725	werte	-24,6963
IV. Quartal		44,1143		-42,5433
16				
I. Quartal	3,4223	4,2735	-12,0342	- 5,9937
II. Quartal	11,9985	13,0241	-18,5527	- 5,1565
III. Quartal	20,6330	21,8389	-27,8682	- 3,5702
IV. Quartal	26,3185	27,7733	-47,6654	- 5,9926
17				
I. Quartal	-16,1429	-13,8234	-13,9752	- 6,2392
II. Quartal	2,1269	- 3,8239	4,0077	11,4357
III. Quartal	38,5114	22,9983	28,2462	34,5498
IV. Quartal	38,2351	17,4586	27,3392	30,5036
18				
I. Quartal	10,3750	21,0295	-36,2298	-28,7016
II. Quartal	4,1554	14,4993	-30,0844	-30,3440
III. Quartal	6,9521	18,9698	- 2,1537	-12,6765
IV. Quartal	0,5827	15,3897	20,7123	- 4,3080

Fortsetzung: Tabelle 13

Modell Reihe	M6A	M6P	M*6A	M*6P
19				
I. Quartal	14,4029	26,4289	-49,3327	0,9562
II. Quartal	12,2285	23,6142	-60,8427	- 3,6452
III. Quartal	21,3346	31,9921	-60,0898	5,6874
IV. Quartal	17,7580	26,5504	-71,8329	- 2,4594
20				
I. Quartal	15,6491	14,4089	-25,4567	-12,9379
II. Quartal	23,8957	22,3310	-27,0534	- 6,4295
III. Quartal	28,8838	26,8097	-43,4316	- 8,7514
IV. Quartal	28,5777	25,7161	-81,7165	-22,9553
21				
I. Quartal	-42,0223	-28,4121	14,7824	1,1229
II. Quartal	-35,6896	-27,4333	9,2051	- 5,5952
III. Quartal	- 3,2970	3,1576	34,8874	18,4401
IV. Quartal	- 7,0551	- 5,4019	6,2810	0,7702
22				
I. Quartal	22,9394	12,1261	34,1305	6,5042
II. Quartal	8,0916	0,4800	24,4085	2,7302
III. Quartal	24,2721	17,8520	35,9179	20,1963
IV. Quartal	- 7,7057	- 9,1581	- 2,5085	- 4,4064
23				
I. Quartal	28,3690	25,6179	explodie-	16,2314
II. Quartal	3,3053	1,2351	rende Pro-	- 5,9314
III. Quartal	- 2,4859	- 4,8430	gnosewerte	-13,7371
IV. Quartal	-14,8487	-17,3485		-27,5764

Quelle: eigene Berechnung.

Tabelle 14: Prozentuale Abweichungen der geschätzten Jahressummen
von den tatsächlichen Jahressummen

Reihe \ Modell	M6A	M6P	M*6A	M*6P
1	- 2,7136	- 3,7606	- 7,4115	- 7,9607
2	- 6,0644	- 6,4164	-11,9753	1,4766
3	- 5,8695	- 6,8626	-11,4160	- 1,3897
4	- 0,5212	- 1,3106	-21,6272	1,8477
5	-14,1338	- 0,2189	- 1,0705	6,3662
6	-27,2226	9,0833	15,8468	19,3666
7	-42,3343	12,2516	3,5342	15,7439
8	- 5,4027	- 0,8238	- 5,9004	- 3,8479
9	-17,2043	-11,7098	-16,3644	- 8,6923
10	- 4,5265	4,7048	- 0,1500	1,7589
13	neg. Prognosew.	34,1524	neg. Prognosew.	-28,7935
16	15,6978	16,8713	-26,6108	- 5,1498
17	17,7519	6,9258	12,9874	18,9492
18	5,3102	17,2754	-10,3677	-18,3456
19	16,6180	27,2449	-61,2186	0,1424
20	24,7880	22,8190	-45,1357	-12,5903
21	-13,3468	- 8,9311	12,3926	2,9828
22	1,4391	- 2,2576	9,4333	0,9937
23	- 0,5463	- 2,6159	exp. Prognosew.	-11,3550

Quelle: eigene Berechnung.

Jahren und zwischen 7 und 10 Jahren zur Darstellung der konjunkturellen Entwicklung geschätzt. Die längerfristige Entwicklung wird durch die Konstante erfaßt.

Die isolierte Betrachtung des Verlaufs der konjunkturellen Komponente der Modelle M6A und M6P bestätigt die beginnende, expansive Entwicklung im Prognosezeitraum, welche auch bei der Prognose der glatten Komponente festgestellt werden konnte. Ausnahmen bilden die Reihen der Baugenehmigungen Nichtwohnbau und Wohngebäude und die Baufertigstellungen Wohngebäude. Die Prognose der konjunkturellen Komponente mit Modell M6P ergibt eine weitere kontraktive Entwicklung im Prognosezeitraum, während die Prognose der glatten Komponente eine ansteigende Entwicklung anzeigt. Die Schätzung der glatten Komponente mit Modell M6A führte im Prognosezeitraum für die Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und Beschäftigten zu einer unrealistischen kontraktiven Entwicklung. Die Prognose der konjunkturellen Komponente hingegen bestätigt die auch bei den übrigen Reihen feststellbare beginnende konjunkturelle Expansion.

Zusammenfassend kann über die Interpretation der Prognoseergebnisse gesagt werden, daß eine Übereinstimmung der Tendenzaussagen über den Verlauf der konjunkturellen Entwicklung im Prognosezeitraum bei Betrachtung der einzelnen Modellversionen erreicht wird. Eine Ausnahme bildet das Modell M^{*}6A. Schwierigkeiten entstanden dadurch, daß die Jahre 1975 und 1976 Umkehrpunkte der konjunkturellen Entwicklung darstellen. Bei der Schätzung der tatsächlichen Werte konnte nur in wenigen Fällen ein befriedigendes Ergebnis erreicht werden.

2.4 Modifizierter Ansatz einer kurzfristigen Prognose

In den bisherigen Betrachtungen wurden die Modellversionen zur Prognose herangezogen, welche für die Diagnose und Darstellung des konjunkturellen Prozesses im Beobachtungszeitraum untersucht wurden. Bei den Prognoseergebnissen zeigt sich jedoch, daß ein Modell, welches über gute Approximationseigenschaften verfügt, weniger gute Ergebnisse für den Prognosezeitraum liefert. Als ein Ergebnis der vorangegangenen Überlegungen kann festgehalten werden, daß für ein kurzfristiges Prognosemodell eine Modellspezifikation vorgenommen werden muß. Diese besteht vor allen Dingen darin, eine weitere Verkürzung des Stützbereiches vorzunehmen, um die Entwicklung der jüngsten Vergangenheit besser zu erfassen. Einer Verkürzung für Diagnosezwecke stand entgegen, daß die Struktur eines Konjunkturzyklus analysiert werden sollte und von daher der Untersuchungszeitraum möglichst viele Zyklen umfassen sollte.

Bei den folgenden Überlegungen umfaßt der Untersuchungszeitraum drei bis vier Jahre. Für die Darstellung der Trend- einschließlich der zyklischen Komponente wird eine linear-rekursive Funktion 2-ter Ordnung herangezogen. Für die Schwingungsdauer bei einer komplexen Lösung wird eine Winkelobergrenze von 7 Grad vorgegeben, so daß kürzerfristige Schwingungen mit einer Länge von unter 4,3 Jahren nicht erfaßt werden. Es soll eine Hauptkomponente der Entwicklung dargestellt werden. Da die Analyse des Konjunkturzyklus¹⁾ innerhalb der bauwirtschaftlichen Reihen eine Länge von 4-8 Jahren ergab, erscheint eine solche Begrenzung angebracht zu sein. Werden mit den geschätzten Funktionen im Beobachtungszeitraum kürzere Schwingungen wiedergegeben, so kann dies zu ungewollten Verzerrungen in der Prognose führen. Auf Grund des kurzen Stützbereiches und des geringen Ordnungsgrades der Funktionen²⁾ kann keine Trennung von Trend und konjunktureller Komponente erfolgen. Eine Spezifikation des Modells kann in der Weise vor-

1) Vgl. Tabelle 7, S.81.

2) Vgl. S.70.

genommen werden, daß entweder mit den Originalwerten oder deren Logarithmen gerechnet wird. Dem logarithmischen Ansatz entspricht eine multiplikative Verknüpfung der Bewegungskomponenten einer Zeitreihe.

Eine weitere Spezifikation besteht darin, eine Gewichtung der Abstände zwischen Originalwert und Schätzwert bei der Berechnung der Varianzen in der Weise einzuführen, daß die Werte der Vergangenheit ein geringeres Gewicht als die Gegenwartswerte erhalten. Alle Modellberechnungen werden mit der Optimierung der Prognosevarianz durchgeführt. Die folgende Tabelle 15 enthält die prozentualen Abweichungen der geschätzten Jahressummen von den tatsächlichen Jahressummen für das Prognosejahr 1977. Ein Vergleich dieser Berechnungen mit Tabelle 14 zeigt, daß mit dem kurzfristigen Modell bessere Ergebnisse erzielt werden. Weiterhin ist erkennbar, daß bei einigen Reihen (17,18,19) keine Reduktion der Abweichungen mit dem kurzfristigen Prognosemodell gegenüber der ursprünglichen Prognose erreicht wird.

Bei Betrachtung der unterschiedlichen Modellversionen des kurzfristigen Modells sieht man, daß bei einem Stützbereich von 3 Jahren die Unterschätzungen überwiegen, während bei einem Stützbereich von 4 Jahren die Überschätzungen häufiger sind. Es zeigt sich - wie auch in den vorangegangenen Überlegungen - daß keine Modellversion für alle Reihen die eindeutig besseren Ergebnisse liefert, nur sind die Differenzen bei einer Reihe zwischen den unterschiedlichen Modellversionen gering. Außerdem wird bei der Berechnung mit einer Gewichtung der Abstände im Durchschnitt ein besseres Ergebnis erzielt.

Bei einem Stützbereich von 3 Jahren werden für die Beschäftigtenreihen (8-10), für die Reihe der genehmigten Wohnungen (13) und für den Bauvorrat Wohnungen (16) zwei Exponentialfunktionen geschätzt, für die übrigen Reihen Schwingungen mit einer Länge von 4-10 Jahren. Legt man den Berechnungen einen Stützbereich von 4 Jahren zu Grunde, führt die Schätzung auch für die Reihen 8-10 und 13 zu einer komplexen Lösung, während für die Reihen 18, 19, 22 und 23 Exponentialfunktionen geschätzt werden.

Große Abweichungen treten bei allen Modellversionen bei den Reihen auf, welche einen starken konjunkturellen Aufschwung anzeigen. Dazu gehören die schon oben angeführten Reihen der Baugenehmigungen (17,18,19), die Reihen der Baufertigstellungen (21,22) und die Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand. Ein konstanterer Verlauf innerhalb der Konjunkturzyklen kann für die Baugenehmigungen Wohngebäude festgestellt werden. Dies zeigt sich auch in der Prognose, da nur Abweichungen bis zu 2,5 % auftreten. Die größten Unterschätzungen sind bei den Reihen zu bemerken, bei welchen der Einfluß des Staates zum Ausdruck kommt. Dazu gehören die Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand und die Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohnbauten. Diese Reihen spiegeln die konjunkturelle Einflußnahme des Staates wider. Die besten Prognoseergebnisse können für die Produktionsreihen erzielt werden (Reihen 1-4), da diese von keinen größeren Strukturbrüchen - wie z. B. die Reihen der Beschäftigten und der geleisteten Arbeitsstunden (5-10) - im Beobachtungszeitraum überlagert wurden. Für die aggregierte Reihe der Beschäftigten im Bauhauptgewerbe können gute Ergebnisse erzielt werden, während eine Auffächerung in die Reihe der Fachwerker und Werker und in die Reihe der Facharbeiter zu größeren Unterschätzungen bzw. Überschätzungen führt.

Auch bei der Prognoserechnung, welche sich auf einen kürzeren Beobachtungszeitraum stützt, kann beobachtet werden, daß dann schlechtere Prognosewerte erzielt werden, wenn die Struktur der vergangenen Entwicklung nicht für die Zukunft unterstellt werden kann. Zusätzliche Probleme treten dadurch auf, daß die Jahre 1975/76 einen Umkehrpunkt der konjunkturellen Entwicklung bilden, wie im Abschnitt 2.3 bemerkt wurde.

Tabelle 15: Prozentuale Abweichungen der geschätzten Jahressummen von den tatsächlichen Jahressummen (modifiziertes Modell)

Reihe	Stützbereich 3 Jahre				Stützbereich 4 Jahre			
	Originalwerte		Logarithmen		Originalwerte		Logarithmen	
	gew. (1)	ungew. (2)	gew. (3)	ungew. (4)	gew. (5)	ungew. (6)	gew. (7)	ungew. (8)
1	- 0,43	0,64	- 0,41	0,74	0,75	1,31	0,84	1,47
2	- 0,58	0,67	- 1,12	- 0,08	1,25	2,15	1,88	3,38
3	- 0,12	1,46	- 0,56	0,81	1,32	2,24	1,75	3,70
4	- 2,04	- 3,75	- 2,34	- 1,49	1,30	1,87	1,56	2,17
5	5,90	5,96	5,93	5,59	6,46	- 0,22	13,95	12,01
6	3,58	3,19	- 0,31	3,78	4,73	3,24	6,71	4,97
7	4,79	4,68	6,02	6,52	5,43	4,33	8,75	8,18
8	- 0,20	- 0,17	- 0,22	- 0,25	0,59	0,80	1,30	1,78
9	- 5,37	- 4,94	- 5,48	- 5,05	5,25	- 4,95	- 4,43	- 3,54
10	4,35	4,43	4,33	4,51	5,04	5,39	5,53	6,10
13	- 1,04	3,62	- 0,61	3,47	4,72	4,61	5,08	5,18
16	7,26	8,03	5,58	7,29	7,36	8,21	7,23	7,98
17	-28,79	-30,83	-13,51	-14,09	-34,43	-32,00	-17,12	-16,60
18	-23,57	-11,83	-16,75	14,15	6,16	10,65	7,32	13,48
19	-23,66	-18,04	-15,36	-11,12	- 0,55	9,75	0,87	9,18
20	1,24	2,32	1,24	2,25	1,63	1,54	2,31	2,34
21	- 8,24	- 8,33	- 7,74	- 7,21	-12,53	-15,33	- 2,04	- 3,33
22	- 5,46	- 4,71	- 3,85	- 3,95	- 5,13	- 5,33	-10,00	-10,95
23	- 6,38	- 8,42	- 7,58	-11,01	- 7,08	- 9,87	- 7,15	-10,43

XIII. Zusammenfassung der Untersuchungsergebnisse

In den bisherigen Betrachtungen wurde eine Glättung der Zeitreihe mit Hilfe einer linear-rekursiven Funktion 4-ter Ordnung vorgenommen. Für die Restkomponente galten die folgenden Annahmen:

$$\begin{aligned} E(U(t)) &= 0 \\ E(U(t)U(s)) &= \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{für } t = s \\ 0 & \text{für } t \neq s. \end{cases} \end{aligned}$$

Die Restkomponente besteht aus einer Folge unkorrelierter Zufallsvariablen. Für die Beurteilung der Güte der Modellspezifikation ist es sinnvoll zu prüfen, inwieweit diese Anforderungen von dem resultierenden Restprozeß erfüllt werden. In den folgenden Ausführungen soll eine Untersuchung der Restkomponente des Modells 6 mit Minimierung der Anpassungsvarianz vorgenommen werden. Die Tabelle 16 enthält die Restkomponente für einige der untersuchten Reihen.

Zur Überprüfung, ob der Restprozeß noch Schwingungen enthält, welche der systematischen Komponente zuzurechnen sind, wird eine Autokorrelationsanalyse der Baureihen 1, 2, 3, 4, 5, 8, 19, 20 und 21 durchgeführt und für alle der Untersuchung zur Verfügung stehenden Baureihen eine Glättung der Restkomponente mit Hilfe einer linear-rekursiven Funktion 2-ter Ordnung vorgenommen.

Eine Autokorrelationsanalyse der genannten Baureihen ergibt, daß der Restprozeß noch Komponenten enthält, welche dem systematischen Prozeß zuzuordnen sind, aber keinen saisonalen Charakter haben. Spitzen der Autokorrelationsfunktion bei einer Verschiebung von $\tau=8$ und $\tau=16$ Quartalen lassen kürzerfristige Schwingungen im Restprozeß vermuten, welche durch eine linear-rekursive Funktion 4-ter Ordnung nicht erfaßt werden¹⁾. Eine Glättung der Störgröße mit Hilfe einer linear-rekursiven Funktion 2-ter Ordnung bestätigt diese Vermutung. Die Analyse des Modells 6 mit Minimierung der Anpassungsvarianz ergab, daß eine Verlängerung der Konjunkturzyklen stattgefunden hat, insbesondere eine Verlängerung der Kontraktionsphasen. Dieser Entwicklungsprozeß wird durch eine 6-8-jährige

1) Anmerk.: Eine Untersuchung der Spektren der Restkomponente ergibt, daß lokale Maxima der Spektraldichte bei den der konjunkturellen Komponente zuzurechnenden Frequenzen vorhanden sind.

Tabelle 16: Restkomponente nach Modell 6

Reihe	Janr									
	1	2	3	4	5	8	19	20		
64	I	- 4,769	2,883	- 1,137	0,220	-22,740	-0,019	-25,166	- 9,228	
	II	- 6,785	- 8,447	- 8,493	-12,741	18,288	0,748	- 6,374	-14,791	
	III	9,674	- 1,764	- 1,713	- 9,107	19,301	0,067	7,290	3,413	
	IV	- 0,408	1,073	4,031	- 2,234	10,487	-0,961	7,581	20,418	
65	I	5,600	8,711	8,482	13,490	-23,881	-1,257	1,014	-11,168	
	II	- 1,558	- 4,505	- 3,430	- 3,310	12,222	0,229	22,179	1,046	
	III	- 7,398	4,502	5,745	4,043	8,177	0,316	11,647	12,813	
	IV	- 4,636	- 6,150	- 6,238	- 4,673	-17,485	-0,215	- 3,950	28,384	
66	I	1,846	15,152	11,813	22,725	- 2,142	1,099	29,125	11,229	
	II	0,078	4,419	2,658	8,257	4,478	1,793	6,718	-13,335	
	III	7,660	5,593	4,682	7,678	- 1,199	1,278	- 8,005	-14,827	
	IV	- 5,500	- 8,729	-10,623	- 3,390	-13,284	-0,168	- 3,082	- 3,442	
67	I	- 6,804	- 3,436	- 5,620	4,142	- 7,768	-2,385	8,193	-21,477	
	II	-12,776	-23,200	-21,989	-21,810	-14,247	-1,833	-13,769	-24,269	
	III	5,513	- 2,031	- 1,755	2,580	- 3,971	-0,990	-13,471	-23,034	
	IV	4,854	- 0,655	- 1,806	7,567	- 9,822	0,130	19,894	13,733	
68	I	- 6,017	- 6,355	- 6,542	- 0,739	- 2,915	0,104	4,831	21,457	
	II	- 1,319	- 1,060	- 0,644	1,181	9,109	0,191	- 1,373	1,776	
	III	4,905	4,990	7,010	0,879	15,047	0,430	-21,986	2,003	
	IV	0,512	6,553	6,514	4,364	15,681	1,029	-26,069	15,840	
69	I	- 3,761	2,173	5,589	-10,483	- 3,603	0,985	-11,727	12,657	
	II	- 2,860	12,444	14,403	- 0,584	16,974	0,775	25,510	14,370	
	III	- 2,913	16,763	15,449	8,065	19,954	0,457	17,149	5,775	
	IV	- 1,942	5,436	5,804	- 7,270	- 5,724	-0,144	13,917	13,421	

Reihe		1	2	3	4	5	8	19	20
Jahr									
70	I	- 0,753	-14,671	- 9,728	-36,665	-30,953	-0,119	-18,968	- 6,847
	II	3,420	4,962	6,000	-7,503	7,230	0,019	23,926	- 5,462
	III	2,498	10,333	7,235	-10,324	7,663	0,036	25,575	- 0,664
	IV	2,147	3,926	- 0,415	11,357	3,759	-0,442	8,855	-35,735
71	I	9,694	-18,241	-19,753	-12,610	-11,955	-0,106	13,245	-26,763
	II	10,452	- 4,830	- 9,278	11,435	- 6,382	-0,472	17,292	- 7,666
	III	5,199	-10,355	-12,938	5,432	- 0,368	-0,783	0,851	- 4,647
	IV	- 2,715	-14,874	-15,660	- 0,831	0,992	-1,123	-20,976	-15,068
72	I	1,974	-12,643	-12,833	1,022	10,073	-0,696	- 4,000	-12,074
	II	- 0,084	- 0,024	1,018	9,605	- 1,015	-0,432	-38,204	-19,261
	III	- 9,482	- 4,151	- 2,414	1,494	- 7,529	-0,390	- 9,058	20,776
	IV	- 2,172	10,977	12,453	13,737	11,217	0,229	-17,364	23,477
73	I	1,727	5,958	9,824	- 0,341	23,909	1,207	- 5,873	27,696
	II	- 0,733	19,276	24,255	5,866	4,523	1,297	13,483	39,254
	III	-10,076	9,548	11,827	- 1,037	- 4,730	1,326	11,196	27,620
	IV	0,752	- 3,363	- 0,081	-18,216	- 7,856	0,981	13,394	-41,284
74	I	0,808	17,515	17,258	9,773	28,313	1,235	2,493	-45,281
	II	9,900	13,464	10,753	11,628	-17,258	-0,267	- 7,516	-18,442
	III	- 3,275	-11,378	-14,624	- 9,665	-25,921	-0,601	- 1,347	- 8,505
	IV	0,205	- 4,697	- 8,557	1,573	- 6,414	-0,581	- 8,201	-13,955
75	I	- 2,652	1,758	- 3,138	13,651	21,469	-0,734	- 6,155	2,679
	II	- 9,722	-24,119	-29,528	- 8,809	-24,016	-1,810	-19,640	-15,787
	III	-14,585	-22,952	-25,279	-12,294	-18,509	-1,077	19,553	-10,134
	IV	5,734	- 2,260	- 1,161	1,099	2,290	-0,240	54,543	25,548
76	I	6,560	1,196	5,785	- 4,185	22,193	0,685	12,988	57,120
	II	11,985	11,619	14,275	6,584	- 9,906	-0,239	-22,232	24,045
	III	- 2,516	0,905	3,349	- 8,361	- 7,912	-0,069	-39,393	-21,211
	IV	3,149	12,762	15,737	- 3,084	16,159	1,506	-38,541	-31,337

Schwingung dargestellt¹⁾. Die weiterhin noch zur Verfügung stehen- den Funktionen werden zur Erfassung der langfristigen Entwicklung herangezogen, so daß kürzerfristige Schwingungen, welche nicht der saisonalen Entwicklung zuzurechnen sind, nicht erfaßt werden und noch in der Restkomponente enthalten sind.

Bei den Produktionsreihen (2-4) wird für die Restkomponente eine Schwingung mit einer Länge von 3,86 Jahren für die Reihen 2 und 3 bzw. 6,22 Jahren für die Reihe 4 geschätzt. Der Radius hat für die Reihen 2 und 3 einen Wert von größer 1, für die Reihe 4 einen Wert von kleiner 1. Die Restkomponente der Baureihe 1 (Index der industriellen Nettoproduktion) wird wie die Baureihe 4 mit einer 6-jährigen Schwingung geglättet. Die Glättung des Restprozesses der Baureihen 5, 6, 10, 19, 20 und 22 läßt keine Interpretation des Ergebnisses zu. Es werden zwei Exponentialfunktionen geschätzt. Das oben dargestellte Problem der Endanpassung tritt hier in extremer Weise bei der Glättung der Störgröße auf. Für die Anfangsjahre des Stützbereichs wird eine Funktion mit einem $\beta=0,3$ herangezogen, der Endbereich wird durch eine Funktion mit einem $\beta=2$ erfaßt. Die Glättung des mittleren Bereichs ergibt Werte von Null oder nahezu Null. Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß bei der Glättung der Originalwerte der Reihen 5, 6 und 10 für den Endbereich eine Unterschätzung vorliegt, bei den Reihen 19, 20 und 22 eine Überschätzung. Bei den Reihen 5, 6 und 10 trat das Problem der Endanpassung schon in den Originalwerten auf, da der konjunkturelle Prozeß von einer langfristigen kontraktiven Strukturentwicklung überlagert wird. Probleme der Endanpassung zeigen sich ebenfalls bei der Reihe 13 sowohl bei den Originalwerten als auch bei der Restkomponente.

Die Untersuchung der Restkomponenten der Reihen 7 und 17 ergibt, daß die Restkomponenten noch langfristige Schwingungen von ungefähr 13 Jahren enthalten mit einem Radius von kleiner 1. Die Schätzung der Originalwerte erfaßt nicht vollständig die langfristige Komponente. Während bei den Originalwerten der Reihe 7 das Problem der Endanpassung vorhanden ist, werden bei der Reihe 17

1) Vgl. Tabelle 7, S.81.

zwei kurzfristige Zyklen geschätzt, welche die konjunkturelle Entwicklung wiedergeben, die Konstante allein reicht zur Darstellung der langfristigen Entwicklung nicht aus.

Die Glättung der Restkomponenten der Reihen 8, 9 und 18 zeigt, daß noch kurzfristige Schwingungen mit einer Länge von 3 bis 4 Jahren im Restprozeß enthalten sind. Noch kürzere Schwingungen sind bei den Restkomponenten der Reihen 21 und 23 vorhanden, es werden 2-2 1/2-jährige Zyklen geschätzt.

Für alle Schätzergebnisse der Untersuchung der Restprozesse gilt, daß eine erhebliche Abweichung der Radien von 1 vorliegt. Die Reihen 1, 2, 3, 8, 9, 18, 21 und 23 zeigen aufschaukelnde Schwingungen, die Reihen 4, 7 und 17 gedämpfte Schwingungen. Fraglich bleibt, ob die geschätzte Struktur der Restkomponenten für den gesamten Beobachtungsbereich gilt, da nur der Anfang des Beobachtungszeitraumes durch kürzere Konjunkturzyklen gekennzeichnet wird, welche die Glättung der Originalwerte mit Hilfe einer linear-rekursiven Funktion 4-ter Ordnung nicht vollständig erfaßt, da im gesamten Beobachtungszeitraum die extreme Entwicklung des letzten Zyklus dominiert. Nur für einige Reihen (4, 17, 19 und 23) werden sogenannte Zwischenzyklen geschätzt. Damit diese noch in der Restkomponente enthaltenen Schwingungen auch bei der Glättung der Originalwerte berücksichtigt werden, müßte eine Erhöhung des Ordnungsgrades der Funktionen stattfinden. Dies führt jedoch zu erheblichen Schätz- und Konvergenzproblemen bei den genannten Näherungsverfahren¹⁾. Das immer wieder auftauchende Problem der Endanpassung tritt außerdem bei einer Erhöhung des Ordnungsgrades in zunehmendem Maße auf, da eine gewisse Art von Überspezifikation vorliegt, und Funktionen zur Erfassung extremer Entwicklungen herangezogen werden.

1) Vgl. S.46.

Es war die Vermutung geäußert worden, daß die geschätzte Struktur nicht für den gesamten Beobachtungszeitraum gilt. Aus diesem Grund wird die Glättung für einige Reihen mit einem gleitenden Stützbereich von 4 Jahren durchgeführt. Die Tabelle 17 enthält die geschätzten Funktionen für den gesamten Beobachtungszeitraum. Es können für jede Reihe zehn Verschiebungen vorgenommen werden. Aus rechen-technischen Gründen wurde eine Konstante geschätzt, welche für die Aussagefähigkeit der Glättung keine Bedeutung hat. Die Ergebnisse lassen erkennen, daß keine der untersuchten Reihen durch eine einheitliche Schwingung über den gesamten Beobachtungszeitraum charakterisiert werden kann. Die Vermutung, daß noch kürzere Schwingungen in der Restkomponente enthalten sind, wird bestätigt. Die geschätzten Schwingungen haben eine Länge von 2-4,5 Jahren. Ausnahmen sind bei den Reihen 1, 2, 8 und 19 vorhanden. Für einige Teilbereiche werden Zyklenlängen bis zu 11 Jahren geschätzt. Bei den Reihen 4,5 und 19 kommt es neben den komplexen Lösungen auch zu reellen Lösungen, so daß zwei Exponentialfunktionen zur Glättung herangezogen werden. Eine Interpretation der Werte der geschätzten Funktionen und der dazugehörigen Regressionskoeffizienten ist nicht möglich. Es zeigt sich besonders bei der reellen Lösung, daß Schätzungen der Funktionen und deren Regressionskoeffizienten durch Ausreißer in den entsprechenden gleitenden Stützbereichen beeinflußt werden.

Die Glättung von Zeitreihen mittels linear-rekursiver Funktionen zeigt, daß gegenüber den bisher in der Praxis angewandten Zeitreihenverfahren eine größere Flexibilität erreicht wird, da die zur Anpassung herangezogenen Funktionen im Optimierungsprozeß bestimmt werden und nicht über die Binomialkoeffizienten wie bei den üblichen Polynomansätzen festliegen. Ein weiterer Vorteil besteht darin, daß mit dem Ansatz der Minimierung der Prognosevarianz im Vergleich mit dem Ansatz der Minimierung der Anpassungsvarianz bessere Schätzergebnisse für den Prognosezeitraum erzielt werden. Dies gilt ebenfalls für den Endbereich des Beobachtungszeitraumes, wenn extreme Entwicklungen vorliegen.

Tabelle 17: Schätzfunktionen für die Restkomponente des Modells 6
mit einem gleitenden Stützbereich von 4 Jahren

Reihe	re=0	β_1	β_2	C_1	C_2
Stützbereich	ko=1	r	w	A	B
1					
64-67	1	0,948	26,90	- 5,22	1,73
65-68	1	0,904	10,67	6,22	- 10,25
66-69	1	0,901	38,35	6,85	4,23
67-70	1	0,728	90,00	24,72	- 8,02
68-71	1	0,983	20,42	0,59	- 4,49
69-72	1	0,991	27,40	- 2,49	- 5,43
70-73	1	0,925	24,71	- 7,75	8,43
71-74	1	0,911	25,33	8,01	5,55
72-75	1	1,083	44,38	0,70	2,33
73-76	1	0,915	9,42	- 3,59	- 7,22
2					
64-67	1	1,037	32,16	- 0,81	- 4,73
65-68	1	0,990	29,82	- 5,43	6,44
66-69	1	0,891	20,43	22,36	- 19,56
67-70	1	0,300	21,88	316,58	-770,65
68-71	1	0,968	9,99	9,78	28,07
69-72	1	0,979	19,72	9,04	7,15
70-73	1	1,070	32,95	1,63	6,33
71-74	1	0,963	21,46	- 9,82	- 13,13
72-75	1	0,931	20,05	- 19,33	18,01
73-76	1	0,989	28,71	- 4,61	14,48
3					
64-67	1	0,959	22,11	- 7,35	5,35
65-68	1	0,984	12,08	5,36	- 11,88
66-69	1	0,915	21,24	18,10	- 17,00
67-70	1	0,887	27,28	- 1,37	- 20,03
68-71	1	0,959	11,43	6,16	30,41
69-72	1	1,013	20,42	9,12	6,90
70-73	1	1,084	29,69	5,71	3,72
71-74	1	0,982	22,10	- 11,46	- 13,86
72-75	1	0,954	22,14	- 20,30	15,77
73-76	1	0,991	28,49	- 1,56	18,57
4					
64-67	1	0,938	30,48	- 3,60	- 11,06
65-68	1	0,944	30,17	- 6,93	5,46
66-69	1	0,759	41,06	17,90	23,37
67-70	0	0,300	0,20	-608,74	1007,85
68-71	1	0,974	31,04	3,35	7,73
69-72	1	0,829	25,66	19,16	- 24,36
70-73	0	0,947	0,48	36,23	- 96,60
71-74	0	0,821	0,20	13,68	-121,68
72-75	1	0,899	47,91	- 13,41	3,21
73-76	0	0,804	0,20	6,07	- 50,44

Reihe	re=0	β_1	β_2	C_1	C_2
Stützbereich	ko=1	r	w	A	B
5					
64-67	0	0,713	0,20	61,11	-250,15
65-68	1	0,984	10,10	- 6,78	- 20,27
66-69	1	0,977	24,61	10,32	- 10,67
67-70	1	0,935	34,96	6,00	- 19,48
68-71	1	0,863	17,96	4,14	21,72
69-72	1	0,920	74,92	-26,44	- 2,48
70-73	0	0,300	0,20	550,38	-1015,19
71-74	0	0,966	0,22	39,26	-187,17
72-75	1	0,865	24,67	-17,93	22,10
73-76	1	0,983	11,73	4,15	-21,53
8					
64-67	1	0,943	10,68	0,27	1,57
65-68	1	0,974	35,62	- 1,50	- 0,06
66-69	1	0,929	30,82	2,27	0,63
67-70	1	0,874	17,87	- 2,94	0,70
68-71	1	0,789	2,44	0,02	30,00
69-72	1	1,007	11,98	0,62	- 0,76
70-73	1	1,159	28,02	0,16	0,12
71-74	1	1,002	26,76	0,33	- 1,08
72-75	1	1,013	26,95	- 1,14	- 0,05
73-76	1	0,960	26,45	0,40	1,63
19					
64-67	1	0,714	11,17	-67,14	130,11
65-68	0	0,800	0,20	58,62	-243,77
66-69	1	0,938	9,90	5,42	- 51,30
67-70	1	0,890	10,63	- 2,87	- 51,11
68-71	1	0,648	36,94	89,72	- 94,65
69-72	1	0,930	10,89	12,49	56,65
70-73	1	0,956	30,69	-19,71	24,26
71-74	1	0,945	32,43	24,78	7,31
72-75	1	0,986	40,24	9,84	- 20,20
73-76	1	0,939	8,95	18,17	49,43
20					
64-67	1	1,051	27,66	- 9,43	- 0,96
65-68	1	0,971	35,26	-17,29	17,72
66-69	1	0,888	23,14	20,29	- 35,95
67-70	1	0,960	10,07	- 6,29	72,17
68-71	1	0,967	20,40	0,53	19,31
69-72	1	1,001	12,19	8,58	- 36,90
70-73	1	1,065	25,17	8,09	- 12,49
71-74	1	1,047	33,00	0,46	- 19,95
72-75	1	0,918	29,59	-35,63	41,42
73-76	1	0,958	30,71	38,09	11,09

Das Anliegen der Arbeit war, einen Beitrag zur Darstellung und Messung des Konjunkturzyklus innerhalb der Bauwirtschaft mittels linear-rekursiver Funktionen zu leisten. Bei den bisher in der Praxis angewandten Verfahren wurde eine Schätzung der glatten Komponente vorgenommen, d. h. es wurde der Trend einschließlich Konjunktur geschätzt. Um eine isolierte Konjunkturkomponente zu erhalten, mußte eine zusätzliche Trendspezifikation vorgenommen werden, und es mußten die Abweichungen von der Trendkomponente ermittelt werden. Eine andere Möglichkeit besteht darin, mit Vorjahresdifferenzen zu arbeiten. Im Gegensatz dazu ist es bei einem Ansatz mit linear-rekursiven Funktionen möglich, eine Zuordnung von Funktionen und einzelnen Bewegungskomponenten vorzunehmen, da die geschätzten Parameter und Koeffizienten als Wachstumsfaktoren oder Schwingungen interpretiert werden können. Von daher ist dieser Ansatz insbesondere für ökonomische Zeitreihen geeignet, da diese Reihen hauptsächlich durch die genannten Bewegungskomponenten charakterisiert werden und die Störgröße einen geringeren Einfluß ausübt als bei naturwissenschaftlichen Reihen¹⁾.

Die in dieser Analyse vorliegenden Zeitreihen der Bauwirtschaft zeichnen sich, wie schon des öfteren erwähnt wurde, dadurch aus, daß eine Änderung der strukturellen und konjunkturellen Entwicklung stattgefunden hat, welche zu einer Änderung des konjunkturellen Musters geführt hat. Es ist sowohl eine Verlängerung der Expansionsphase als auch der Kontraktionsphase der speziellen Baureihen zu bemerken, so daß ein Vergleich mit früheren Zyklen problematisch erscheint. Fraglich ist auch, ob eine Prognose dieses „neuen“ Konjunkturzyklus vorgenommen werden kann, da damit für die Bauwirtschaft in Zukunft ein Zyklus von acht Jahren unterstellt wird, welcher in der gegenwärtigen Situation durch die extreme Änderung der strukturellen Entwicklung beeinflusst wird. Nachteilig für eine langfristige Konjunkturanalyse erweist sich die Kürze des Beobachtungszeitraumes, da in den meisten Fällen nur 1 1/2 Konjunkturzyklen beobachtet werden. Um allgemeingültige Aussagen vornehmen zu können, müßte eine Verlängerung der untersuchten Baureihen möglich sein. Dies läßt sich jedoch nur für einige

1) W. Förster, Zerlegung und Lösung diskreter ökonomischer Prozeßmodelle, Institut für angewandte Wirtschaftsforschung, Schriftenreihe Bd. 11, Tübingen 1969, S.374.

Reihen durchführen¹⁾. Gegen eine Verlängerung der Baureihen spricht, daß eine Änderung der untersuchten Größen stattgefunden hat, sei es im Erhebungsverfahren oder in der Definition der untersuchten Größen selbst, so daß nicht mehr der gleiche Prozeß für die Untersuchung zur Verfügung steht. Es sind also nur Aussagen über 1-2 Konjunkturzyklen möglich, welche sich nur mit besonderer Vorsicht verallgemeinern lassen.

Wie erwähnt wurde, ist es möglich, eine formale Trennung von Konjunktur und langfristiger Entwicklung vorzunehmen, so daß die extreme kontraktive Entwicklung am Ende des Beobachtungszeitraumes zum Teil auf die strukturelle Entwicklung zurückgeführt werden kann, ohne daß die gegenseitige Beeinflussung beider Komponenten berücksichtigt wird. Es zeigt sich außerdem, daß in vielen Fällen die konjunkturelle Komponente nur eine untergeordnete Rolle spielt und die langfristige Entwicklung und der Saisoneinfluß dominieren.

Schätzprobleme traten bei den Reihen in verstärktem Maße auf, bei welchen die langfristige Entwicklung dominant war. Dazu gehören die Reihen der geleisteten Arbeitsstunden und Beschäftigten. In diesen Fällen konnte nur bedingt eine Interpretation der geschätzten Koeffizienten vorgenommen werden.

Ein weiterer Vorteil bei einer Anpassung mittels linear-rekursiver Funktionen besteht darin, daß eine Klassifikation der untersuchten Baureihen möglich ist. Es können auf Grund der geschätzten Funktionen die Reihen mit gleichem Bewegungsmuster erkannt werden, d. h. bei welchen Reihen die gleichen Input-Größen wirksam sind, da die empirisch beobachteten Größen die Output-Größen eines ökonomischen Regelungssystems darstellen. Zu einer Gruppe können die folgenden Reihen zusammengefaßt werden:

- Produktionsindex des Tiefbaues
- Baugenehmigungen öffentlicher Nichtwohngebäude

1) Vgl. S. 99. Es zeigt sich, daß nur geringfügige Differenzen bei der Wendepunktbestimmung trotz einer Änderung des Beobachtungszeitraumes auftraten.

- Baugenehmigungen Nichtwohnbau
- Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand.

Allen diesen Baureihen ist gemeinsam, daß sie durch das Auftragsverhalten der öffentlichen Hand geprägt werden¹⁾. Das Auftragsverhalten des Staates kommt unmittelbar in den Tiefbauaufträgen der öffentlichen Hand zum Ausdruck. Diese Tiefbauaufträge stellen eine Input-Größe der übrigen Reihen dar. Für den Tiefbau ist der Staat fast als alleiniger Nachfrager anzusehen. Eine Ausnahme bilden die Baugenehmigungen Nichtwohnbau. Alle genannten Reihen durchlaufen nach der Rezession 1966/67 zwei Konjunkturzyklen. Zweifel, ob es sich um einen eigenständigen Konjunkturzyklus handelt, traten nur bei den Baugenehmigungen Nichtwohnbau auf. Die genannten Reihen gleichen in ihrem konjunkturellen Verhalten der gesamtwirtschaftlichen Konjunkturentwicklung, wie sie in der Reihe des Index der industriellen Nettoproduktion zum Ausdruck kommt. Die übrigen Baureihen durchlaufen nach 1967 eine Expansionsphase, welche relativ unabhängig von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung gesehen werden kann. Ein gleiches konjunkturelles Verhalten ist bei den Indizes des Bauhauptgewerbes und des Hochbaues vorhanden. Dies gilt ebenso für die Baugenehmigungen Wohngebäude.

Als eine weitere Gruppe können die folgenden Reihen angesehen werden:

- die geleisteten Arbeitsstunden (Reihe 5-7)
- die Beschäftigten (Reihe 8-10)
- die genehmigten Wohnungen
- Bauvorrat Wohnungen.

Diesen Reihen ist - worauf schon des öfteren hingewiesen wurde - gemeinsam, daß der konjunkturelle Einfluß gering ist und die strukturelle Komponente in den Vordergrund tritt.

Den Baufertigstellungen ist gemeinsam, daß der Saisoneinfluß den Verlauf der Zeitreihe prägt. Für die Baugenehmigungen Wirtschaftsgebäude erwartet man, daß ihr konjunkturelles Verhalten mit dem gesamtwirtschaftlichen Verlauf übereinstimmt, da für den Wirt-

1) Vgl. S.111.

schaftsbau die Industriekonjunktur als entscheidender Einflußfaktor angesehen wird. Dies läßt sich jedoch nicht nachweisen. Sie zeigen wie die anderen Baureihen nur einen Konjunkturzyklus nach 1967.

Als Bestimmungsgrund für das konjunkturelle Verhalten der Nachfrage im Wohnungsbau wurde unter anderem der Zinssatz genannt¹⁾. Es ist zu fragen, ob sich die konjunkturelle Entwicklung der Bauwirtschaft auch für die Entwicklung des Zinssatzes nachweisen läßt. Als repräsentative Reihe für die Zinsentwicklung wird die Emissionsrendite für Pfandbriefe herangezogen. Eine spektrale Analyse dieser Reihe ergab eine Konzentration der Spektraldichte im konjunkturellen Band²⁾. Aus diesem Grund wurde eine Glättung dieser Reihe mit Modell 6 vorgenommen. Die Analyse der Ergebnisse ergibt, daß eine Interpretation der geschätzten Koeffizienten nicht möglich ist, da fast multiple Wurzeln geschätzt werden. Für den Verlauf der glatten Komponente läßt sich ein Hochpunkt der Zinsentwicklung im zweiten Quartal 1966 feststellen, ein Tiefpunkt der Zinsentwicklung im ersten Quartal 1969. Anschließend folgt eine Anstiegsphase bis zum zweiten Quartal 1974. Der darauffolgende Rückgang ist im Beobachtungszeitraum noch nicht abgeschlossen. Eine Untersuchung der Restkomponente läßt noch kürzerfristige Schwingungen vermuten. Dem Verlauf der geglätteten Reihe kann man entnehmen, daß die Expansionsphase des letzten Bauzyklus von einem entsprechenden Anstieg der Zinssätze begleitet wurde, welcher sich bis 1972 nicht dämpfend auf die Baukonjunktur auswirkte. Ende 1976 hat die Zinsabwärtsentwicklung wieder ein Niveau erreicht, welches sie im Hochpunkt 1966 hatte.

Um weitere Analysen des Nachfrageverhaltens vorzunehmen, müßten zusätzliche Faktoren berücksichtigt werden, wie z. B. die Einkommensentwicklung, die Entwicklung im produzierenden Gewerbe usw.³⁾. Weiterhin müßte eine Aufschlüsselung der Baureihen nach Nachfragegruppen erfolgen.

1) Vgl. S.18 f.

2) Vgl. S.18.f.

3) Siehe S.18 f.

Es bleibt festzuhalten, daß die Bauwirtschaft nach 1967 einen Konjunkturzyklus durchlaufen hat, welcher sich in seiner Struktur von der gesamtwirtschaftlichen Konjunkturentwicklung und von früheren Zyklen unterscheidet. Daraus können jedoch keine Schlüsse über die zukünftige konjunkturelle Entwicklung erfolgen. Die vorliegende Untersuchung ist eine univariable Zeitreihenanalyse. Es müssen zusätzliche Annahmen über den Bedingungsrahmen aufgestellt und prognostiziert werden. Ergänzende Regressionsanalysen und Input-Output-Analysen müßten erfolgen, welche über das Anliegen dieser Untersuchung hinausgehen.

Anhang 1: Untersuchte Baureihen

- 1: Index der Industriellen - Nettoproduktion
- 2: Produktionsindex des Bauhauptgewerbes
- 3: Produktionsindex des Hochbaues
- 4: Produktionsindex des Tiefbaues
- 5: geleistete Arbeitsstunden im Wohnungsbau (in Mio Stunden)
- 6: geleistete Arbeitsstunden im öffentlichen - und Verkehrsbau
(in Mio Stunden)
- 7: geleistete Arbeitsstunden im gewerblichen - und im industriellen Bau (in Mio Stunden)
- 8: Beschäftigte im Bauhauptgewerbe, insgesamt
- 9: Fachwerker und Werker im Bauhauptgewerbe
- 10: Facharbeiter im Bauhauptgewerbe
- 11: genehmigte Nichtwohnbauten (reine Baukosten in Mio DM)
- 12: genehmigte Nichtwohnbauten (umbauter Raum in 1000 cbm)
- 13: genehmigte Wohnungen, insgesamt
- 14: genehmigte Wohnbauten (reine Baukosten in Mio DM)
- 15: genehmigte Wohnbauten (umbauter Raum in 1000 cbm)
- 16: Bauvorrat Wohnungen (Anzahl)
- 17: Baugenehmigungen Öffentlicher Nichtwohngebäude (umbauter Raum)
1970=100
- 18: Baugenehmigungen Wirtschaftsgebäude (umbauter Raum) 1970=100
- 19: Baugenehmigungen Nichtwohnbau (umbauter Raum) 1970=100
- 20: Baugenehmigungen Wohngebäude (umbauter Raum) 1970=100
- 21: Baufertigstellung Wohngebäude (umbauter Raum) 1970=100
- 22: Baufertigstellung Nichtwohngebäude (umbauter Raum) 1970=100
- 23: Tiefbauaufträge der öffentlichen Hand (insgesamt) 1970=100
- 24: Umsatz, insgesamt (in 1000 DM)
- 25: Umsatz, gewerblicher und industrieller Bau (in 1000 DM)
- 26: Umsatz, Wohnungsbau (in 1000 DM)
- 27: Umsatz, öffentlicher - und Verkehrsbau (in 1000 DM)
- 28: Arbeitslose in Bauberufen
- 29: Emissionsrendite für Pfandbriefe

Abbildung 5: Spektraldichte der Baureihe 2

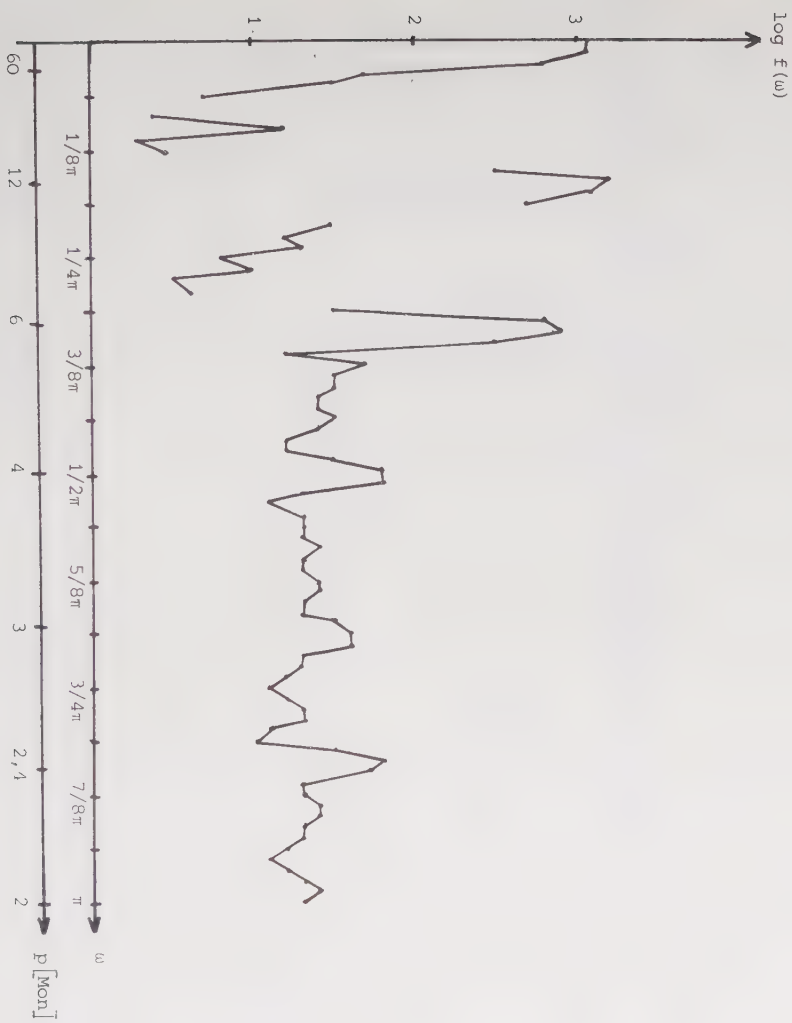


Abbildung 5a: Korrelogramm der Baureihe 2

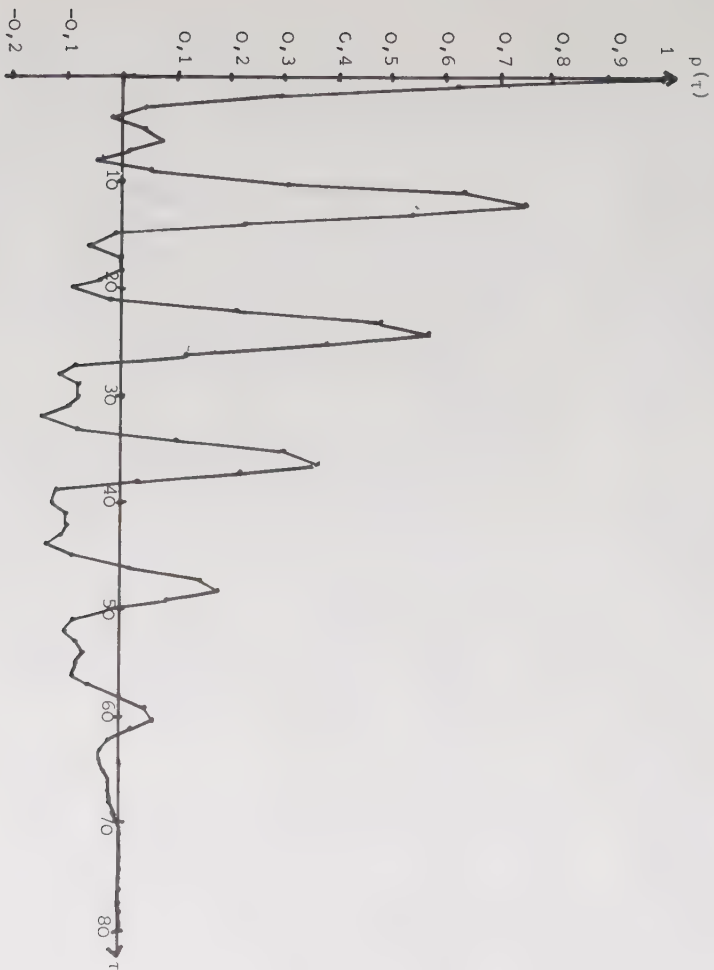


Abbildung 6: Spektraldichte der Baureihe 3

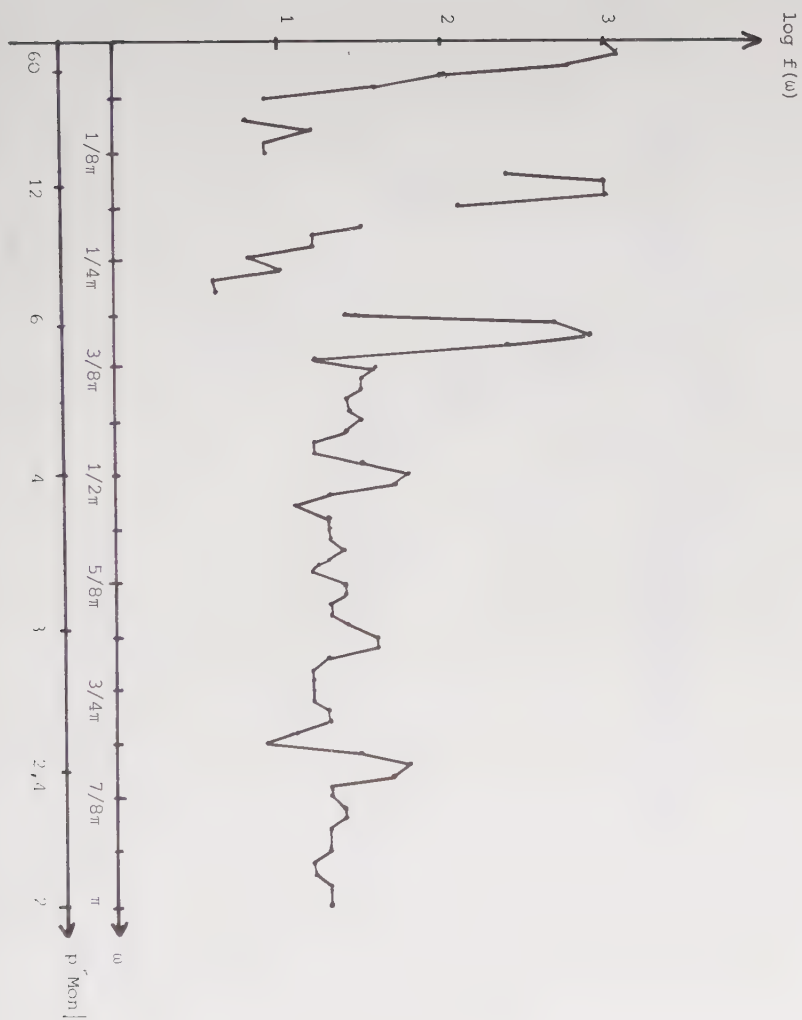


Abbildung 6a: Korrelogramm der Baureihe 3

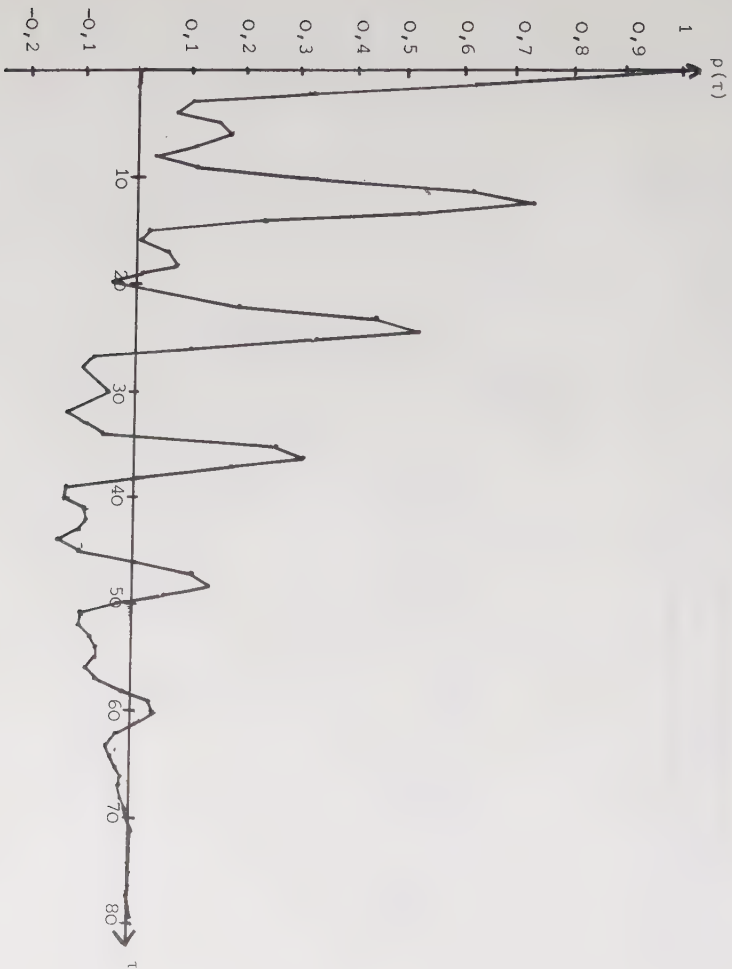


Abbildung 7: Spektraldichte der Baureihe 4

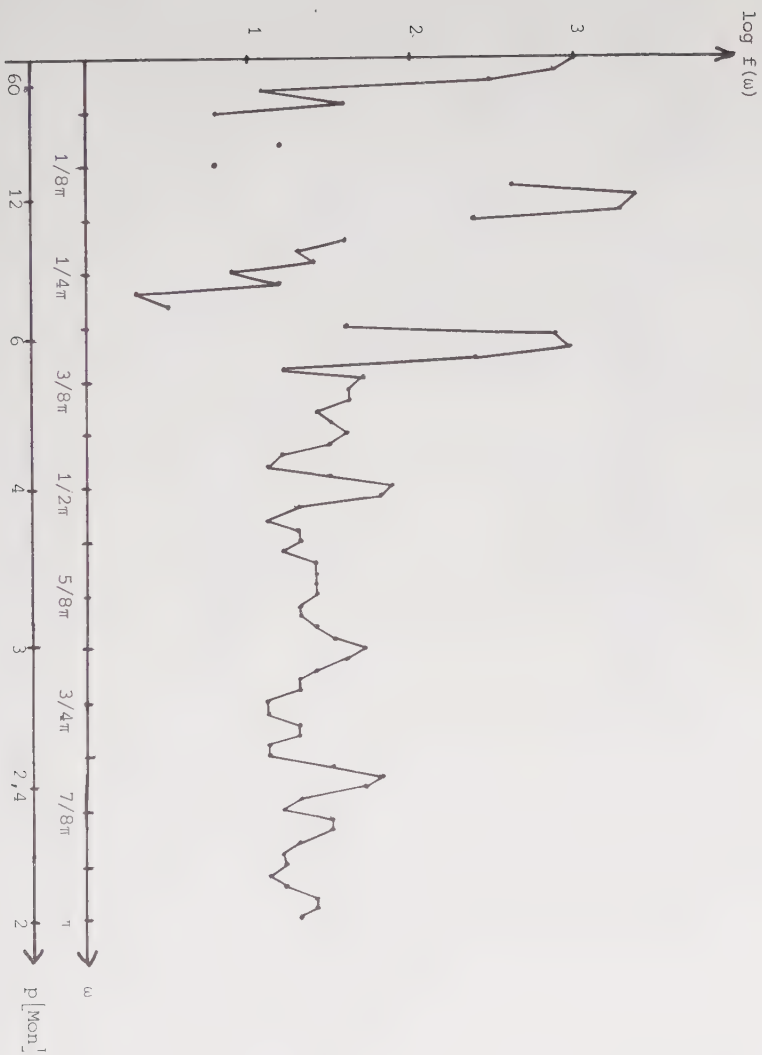


Abbildung 7a: Korrelogramm der Baureihe 4

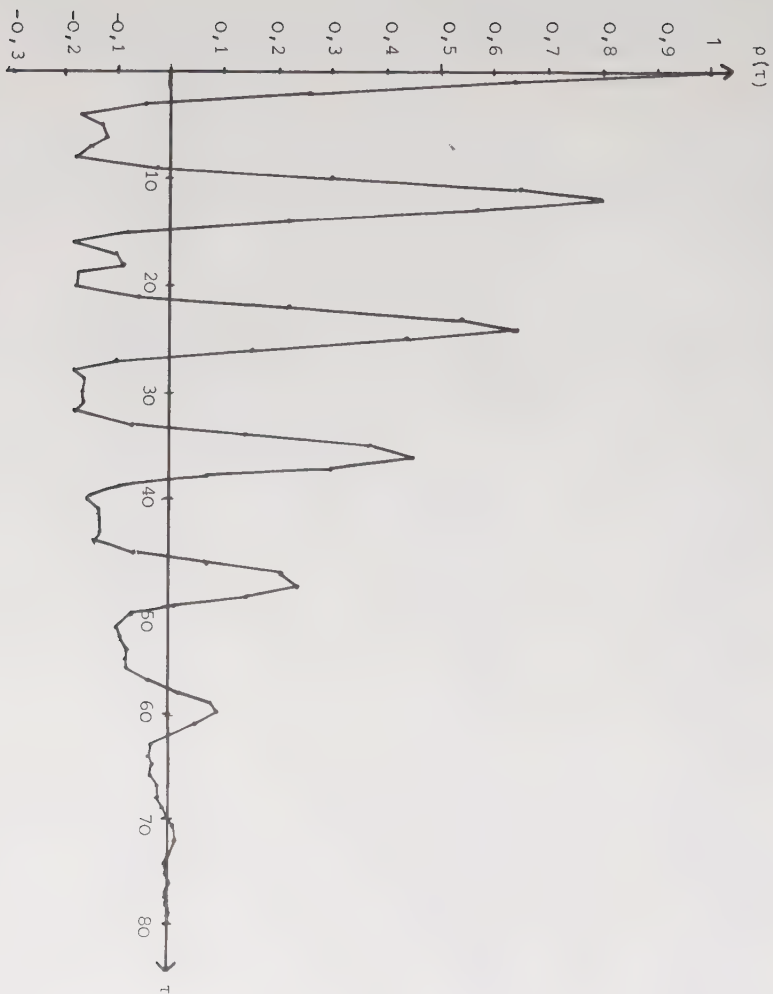


Abbildung 8: Spektraldichte der Baureihe 5

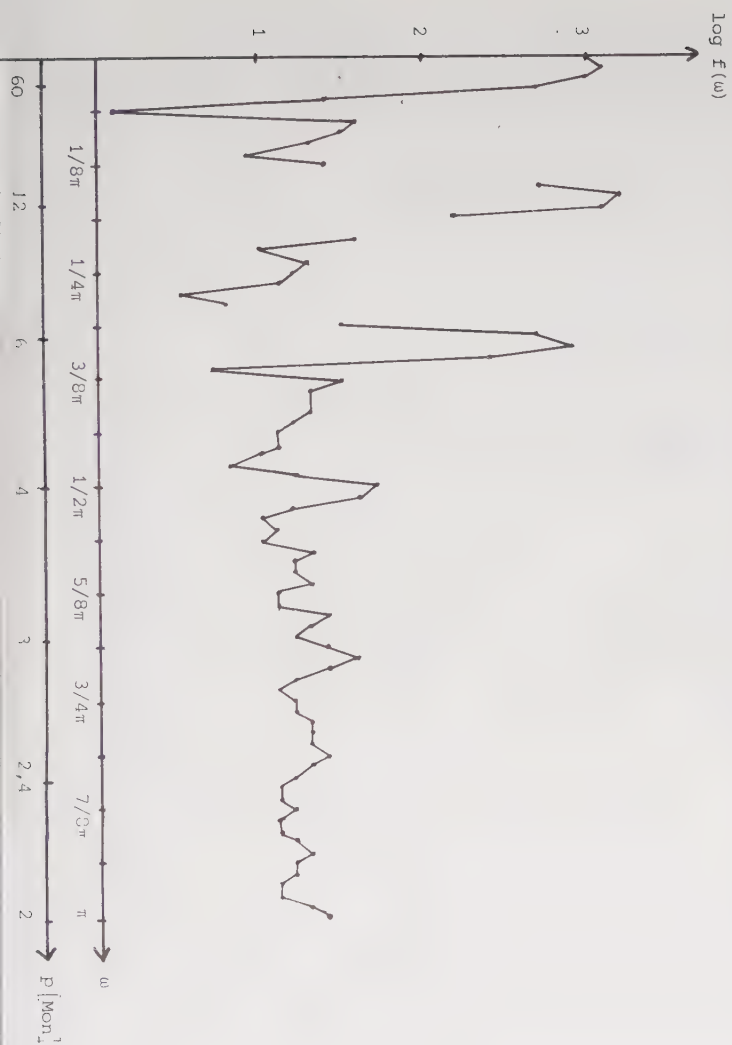


Abbildung 8a: Korrelogramm der Baureihe 5

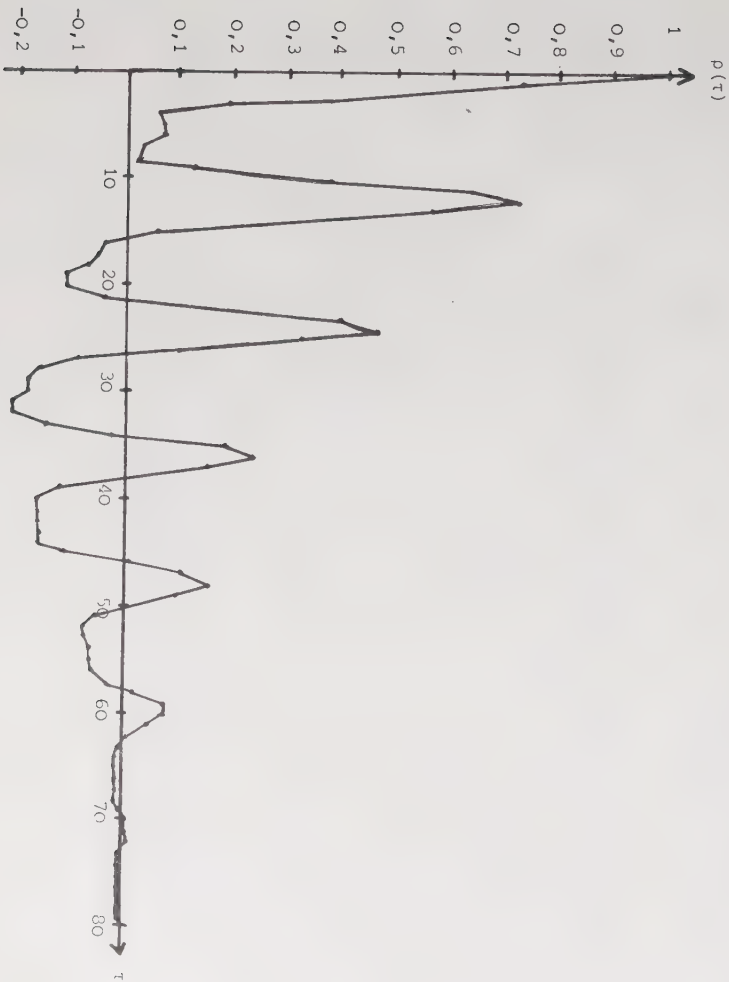


Abbildung 9: Spektraldichte der Baureihe 8



Abbildung 9a: Korrelogramm der Baureihe 8

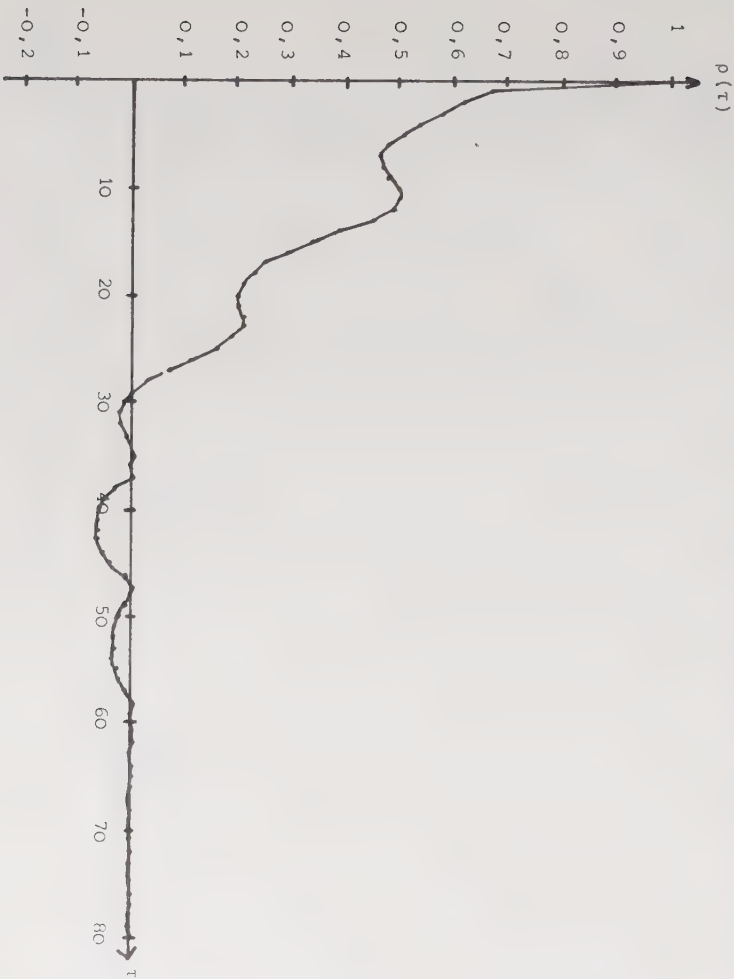


Abbildung 10: Spektraldichte der Baureihe 19

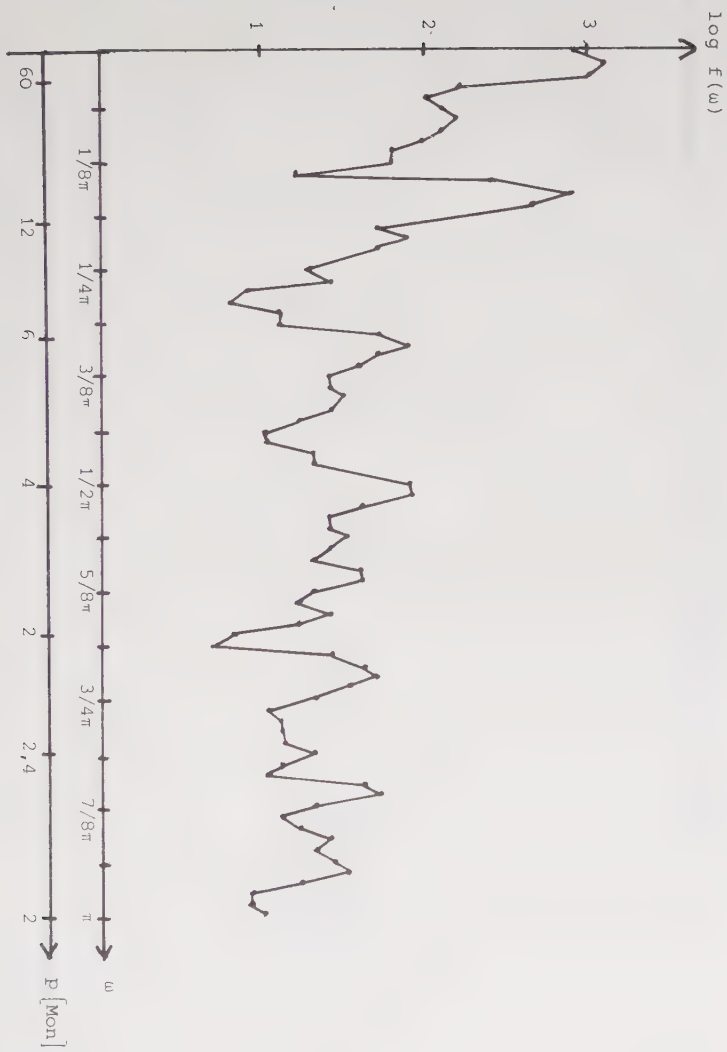


Abbildung 10a: Korrelogramm der Baureihe 19

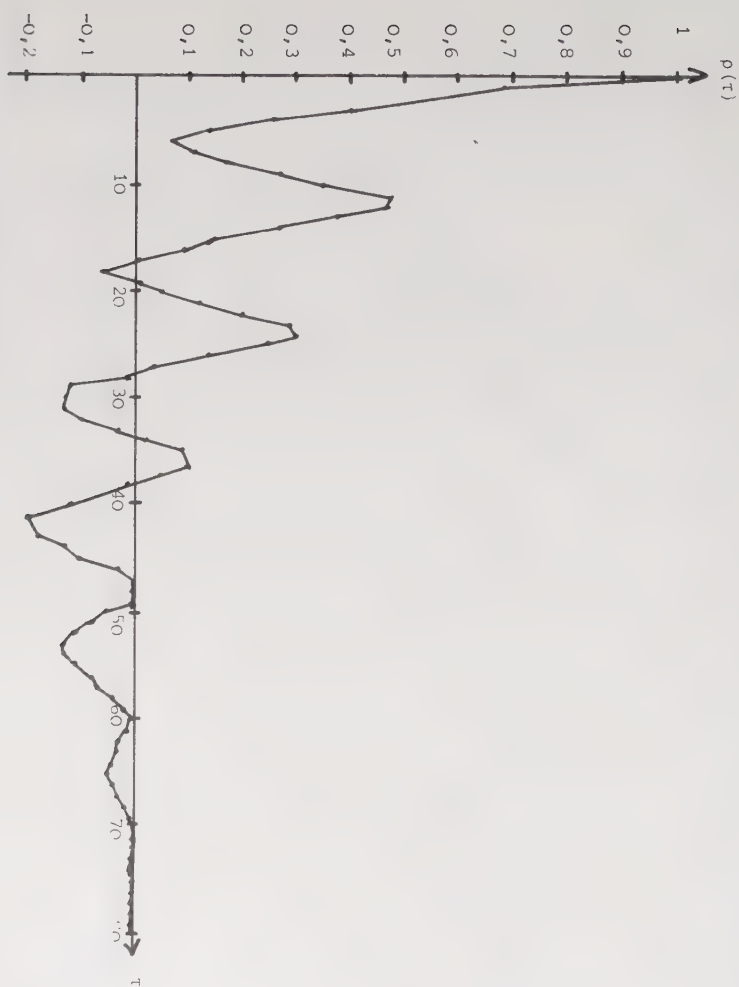


Abbildung 11: Spektraldichte der Baureihe 20

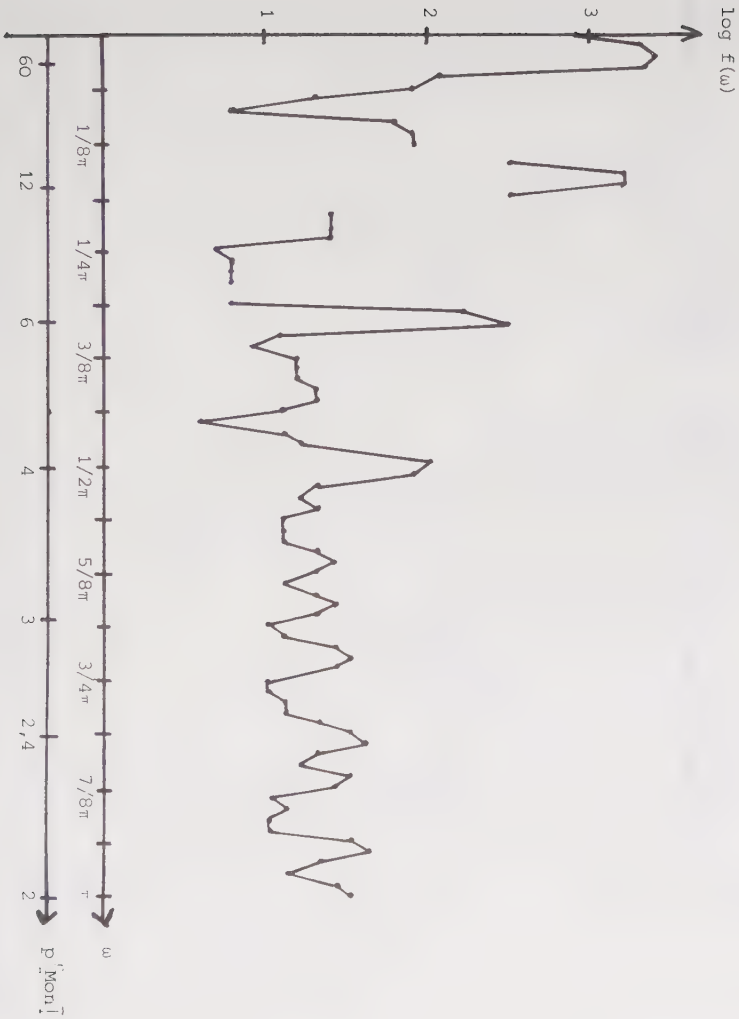


Abbildung 11a: Korrelogramm der Baureihe 20

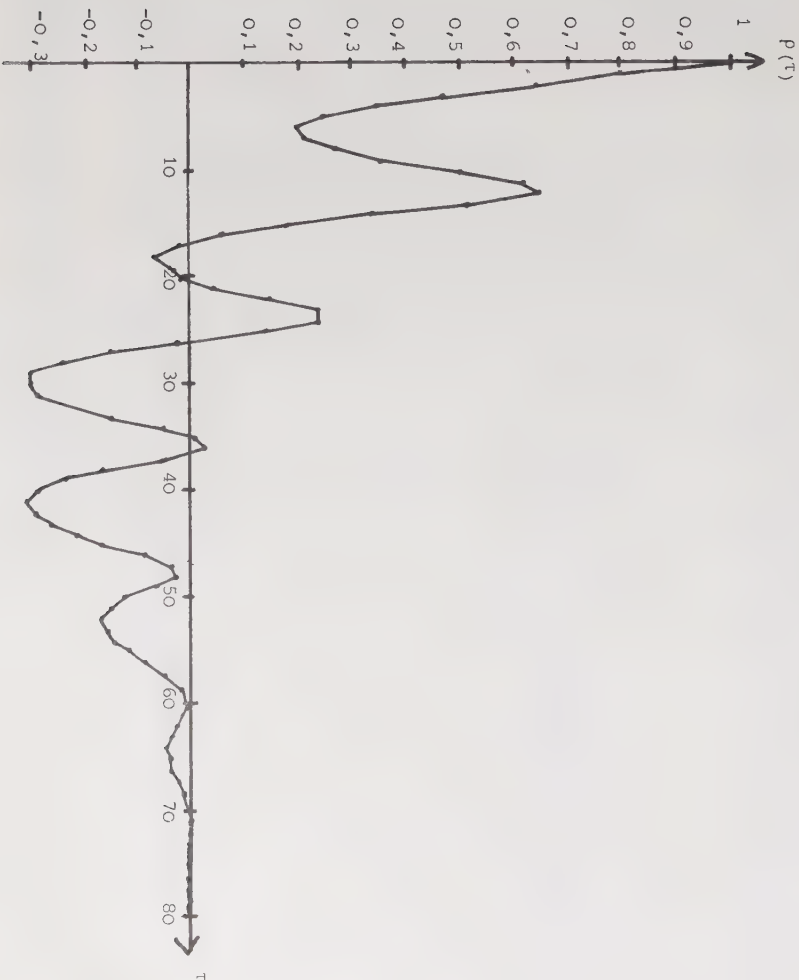


Abbildung 12: Spektraldichte der Baureihe 21

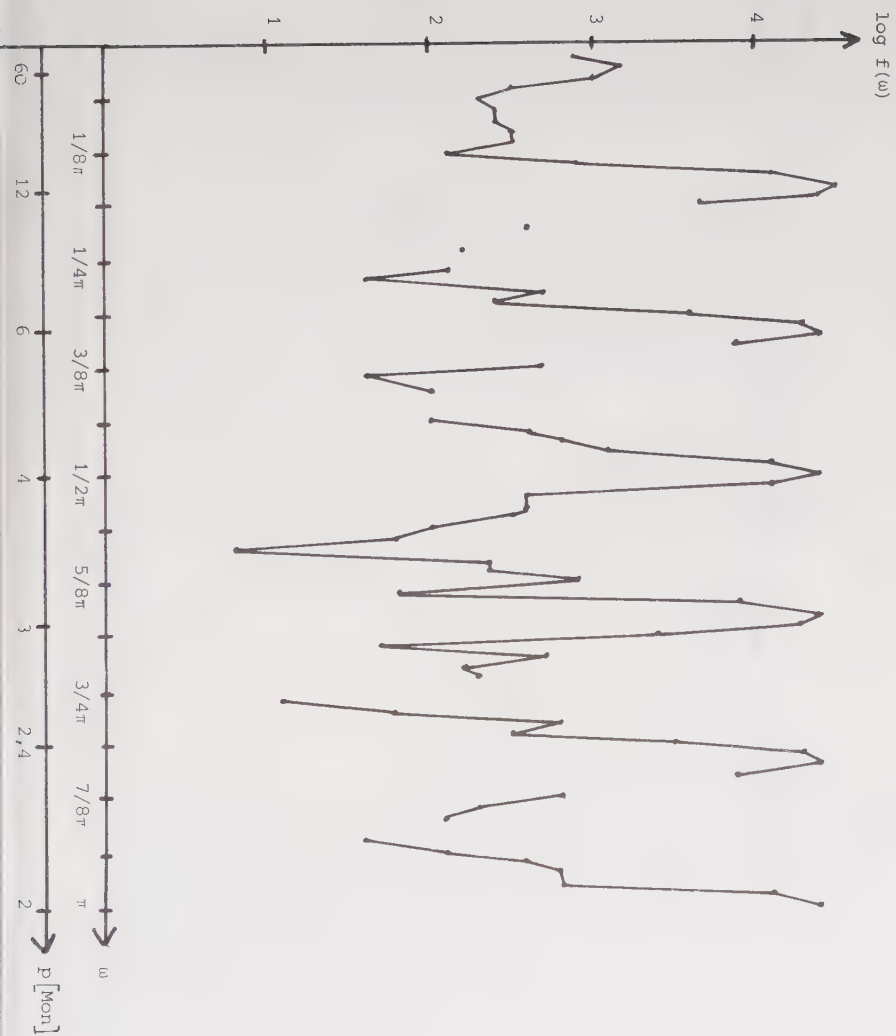


Abbildung 12a: Korrelogramm der Baureihe 21

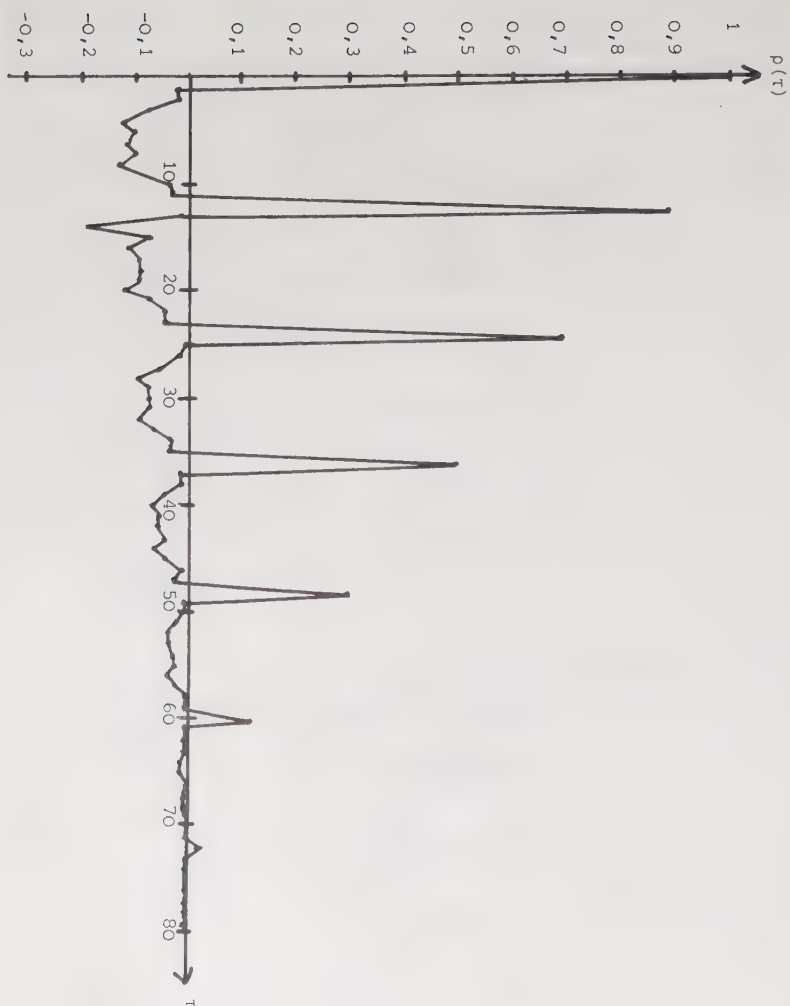


Abbildung 13: Baureihe 2 geglättet mit einem Polynom 3. Grades

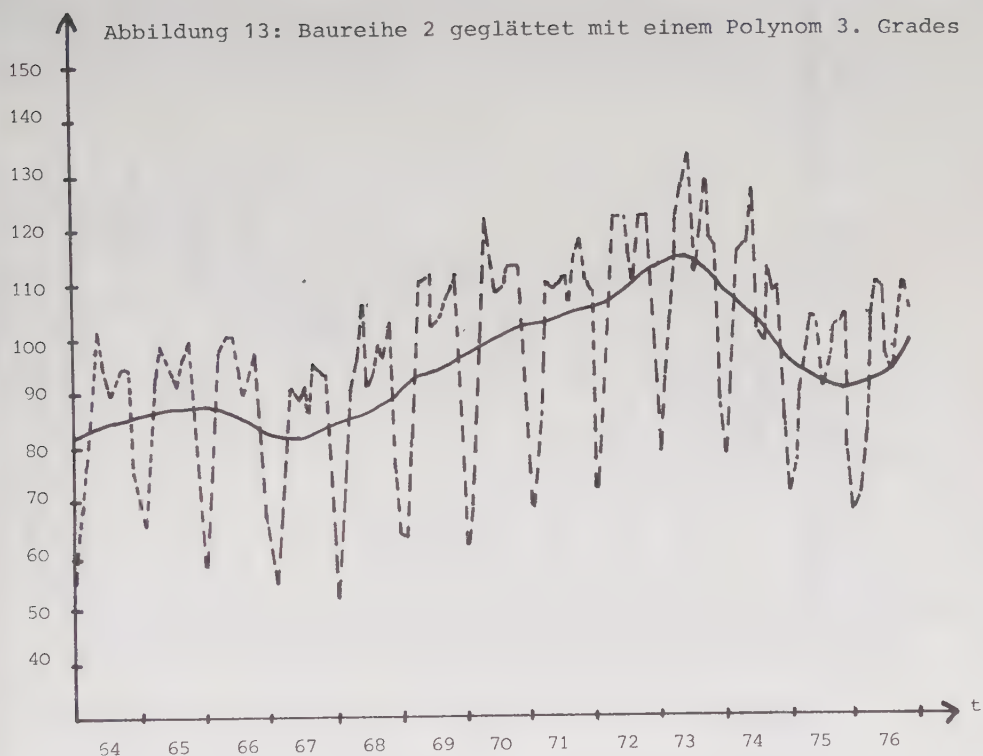


Abbildung 14: Baureihe 3 geglättet mit einem Polynom 3. Grades

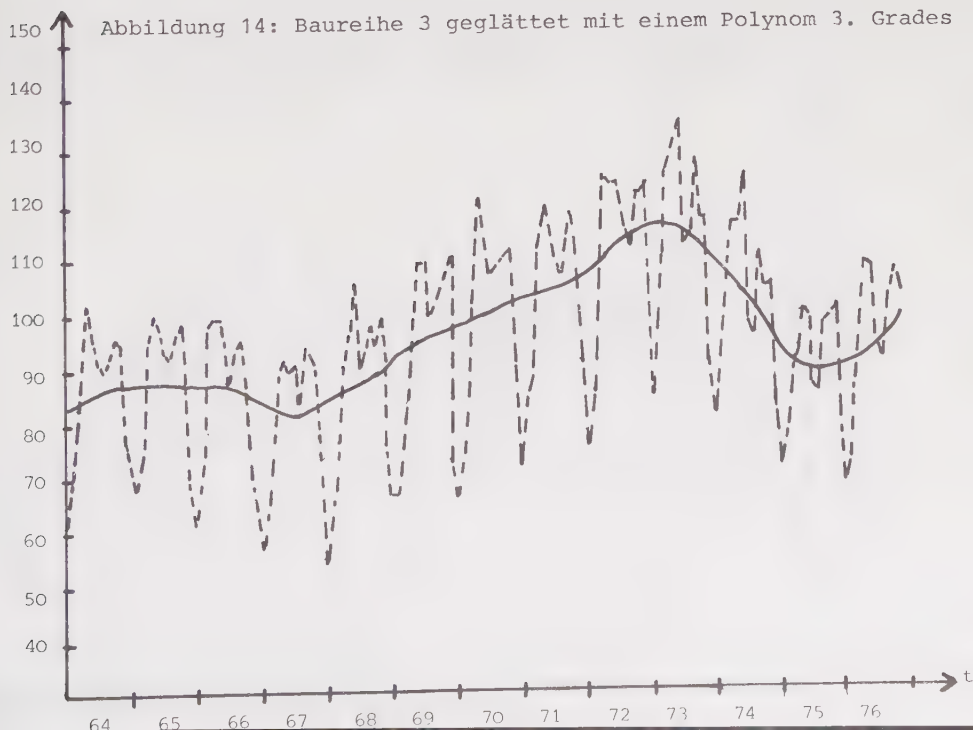


Abbildung 15: Baureihe 4 geglättet mit einem Polynom 3. Grad

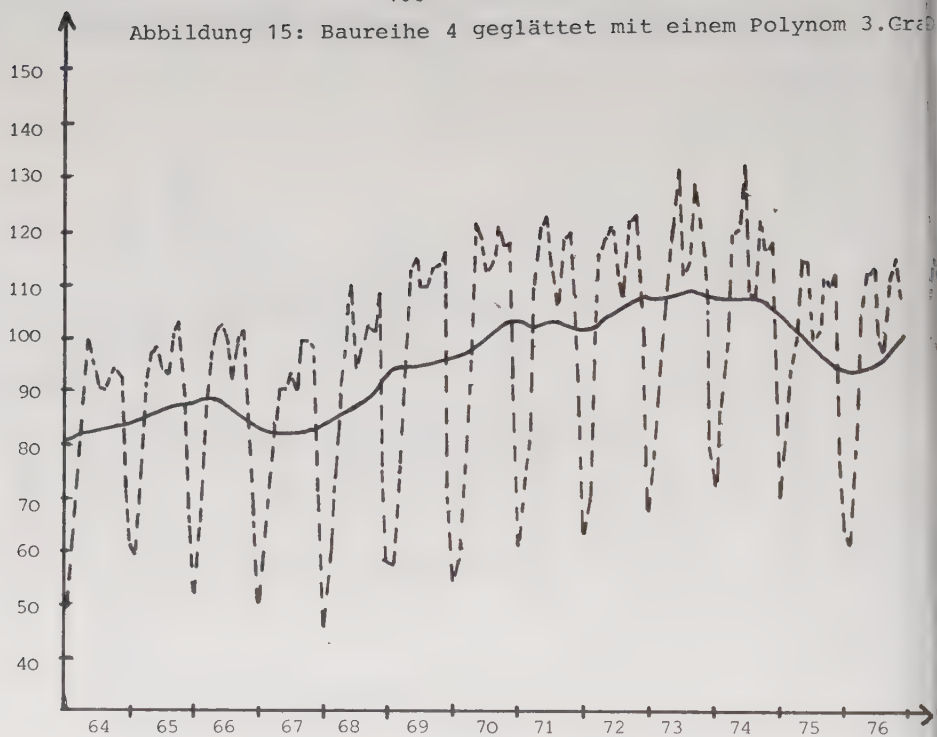


Abbildung 16: Baureihe 5 geglättet mit einem Polynom 3. Grad

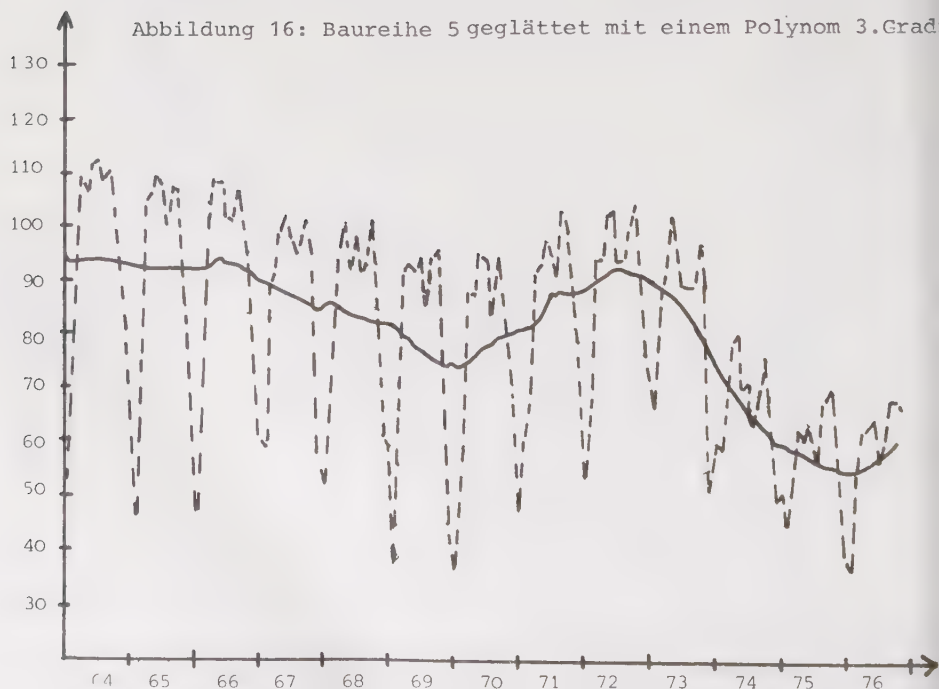


Abbildung 17: Baureihe 8 geglättet mit einem Polynom 3. Grades

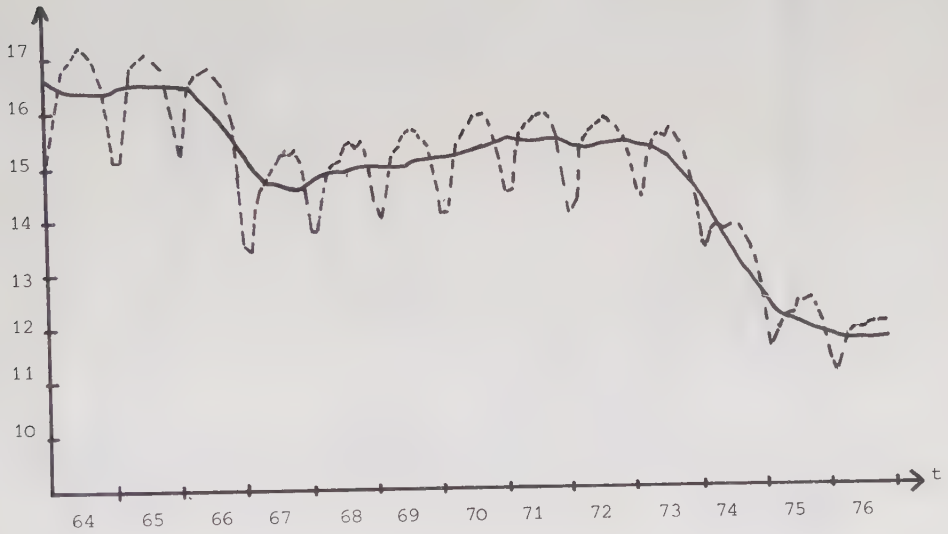


Abbildung 18: Baureihe 19 geglättet mit einem Polynom 3. Grades

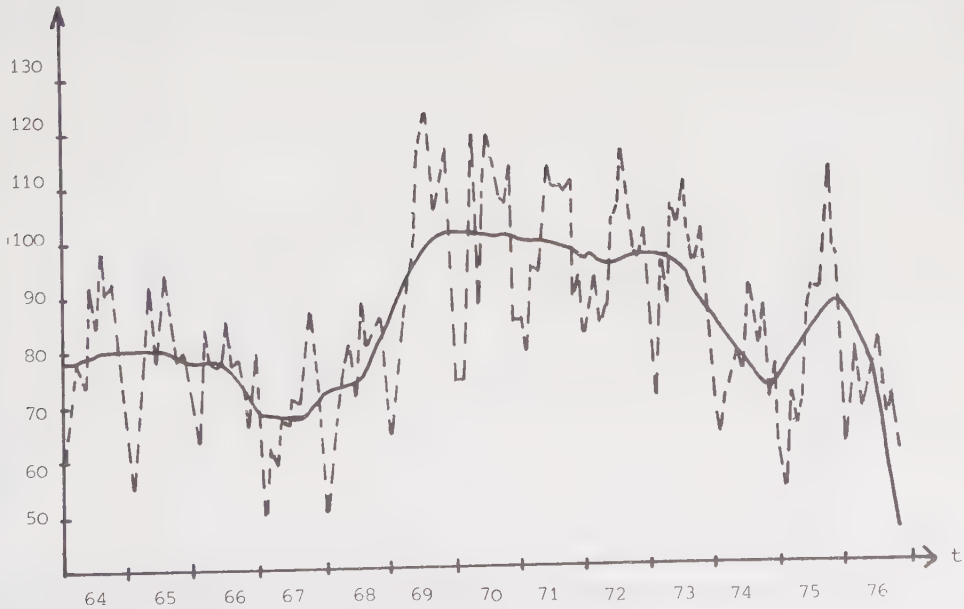


Abbildung 19: Baureihe 20 geglättet mit einem Polynom 3. Grades

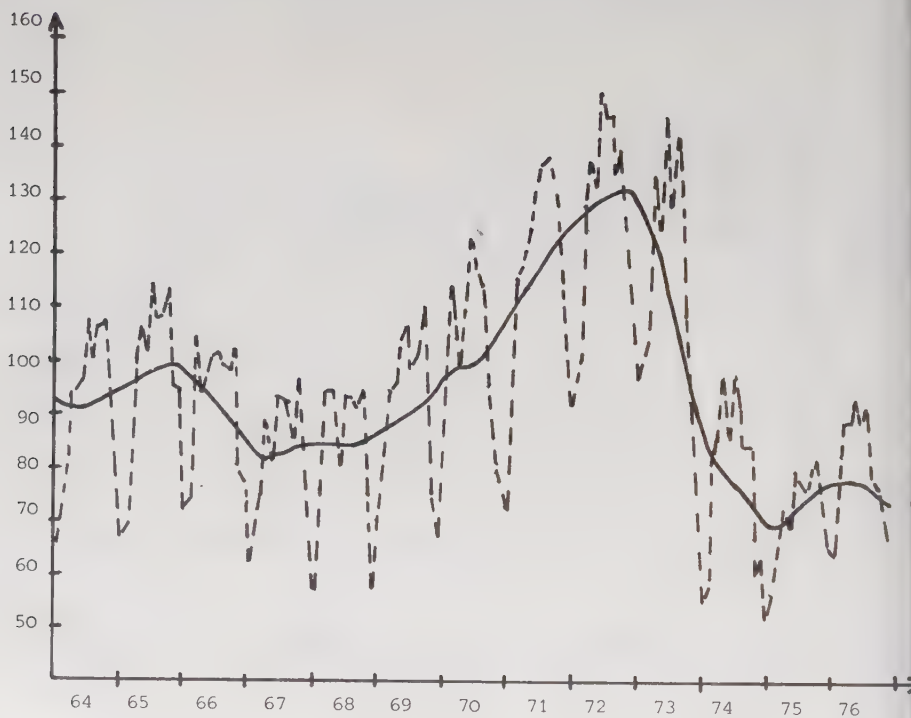


Abbildung 20: Baureihe 21 geglättet mit einem Polynom 3. Grades

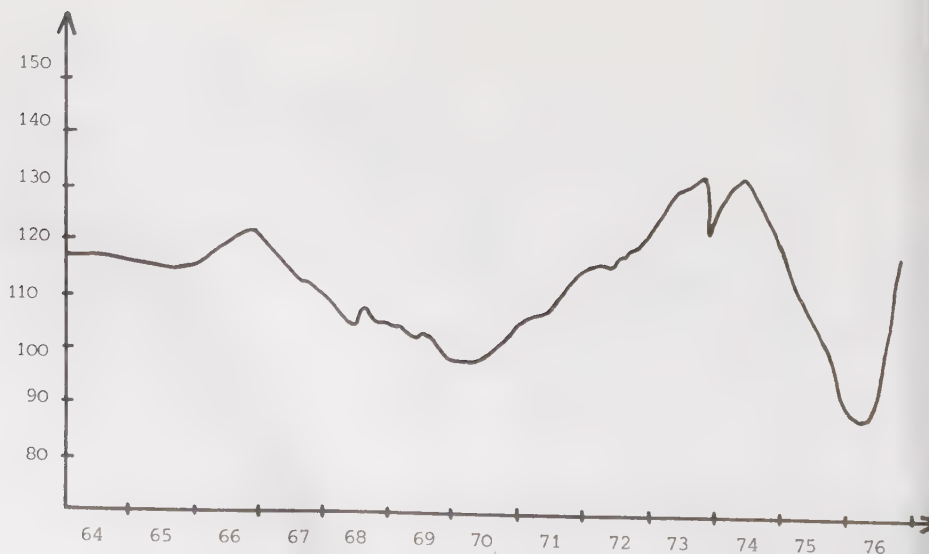


Abbildung 21: Vorjahresdifferenzen der Baureihe 2

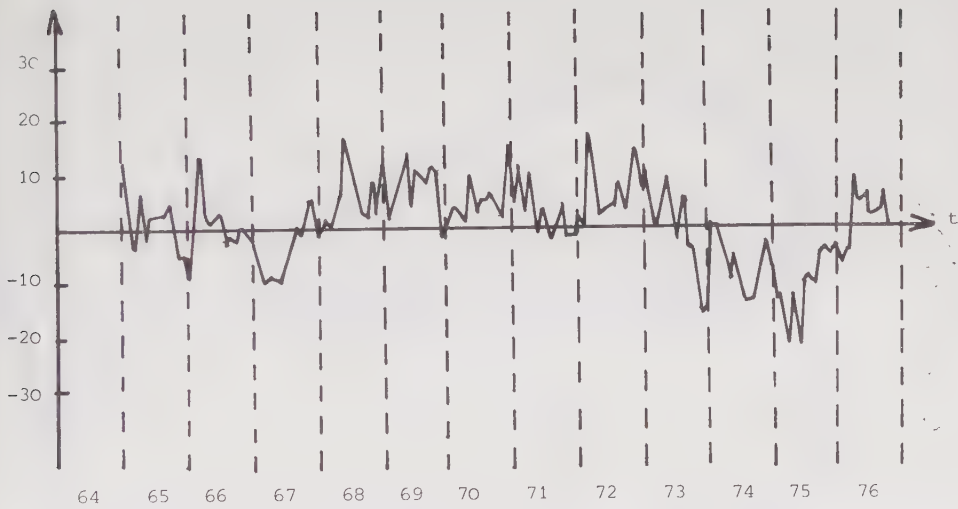


Abbildung 22: Restkomponente: Baureihe 2 (einschl. Konjunktur)
nach Modell 2

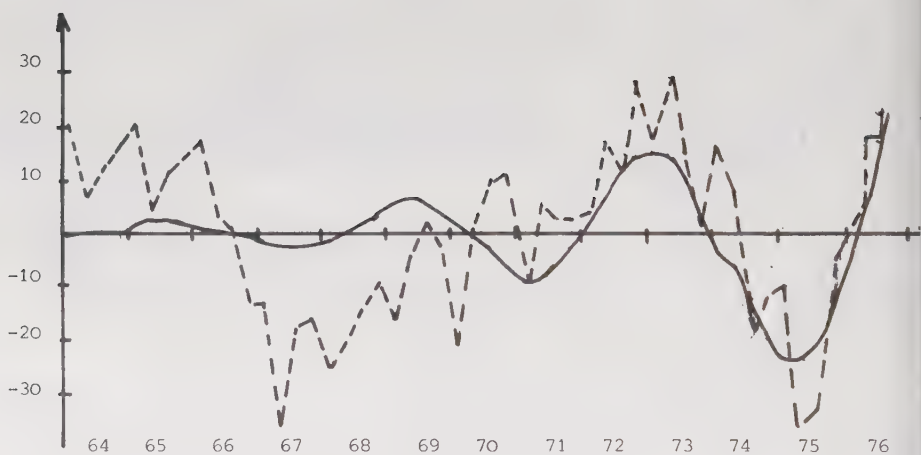


Abbildung 23: Glättung der Baureihe 2 mittels eines gleitenden 12-Monatsdurchschnitts, eines Polynoms 3. Grades und Modell 1

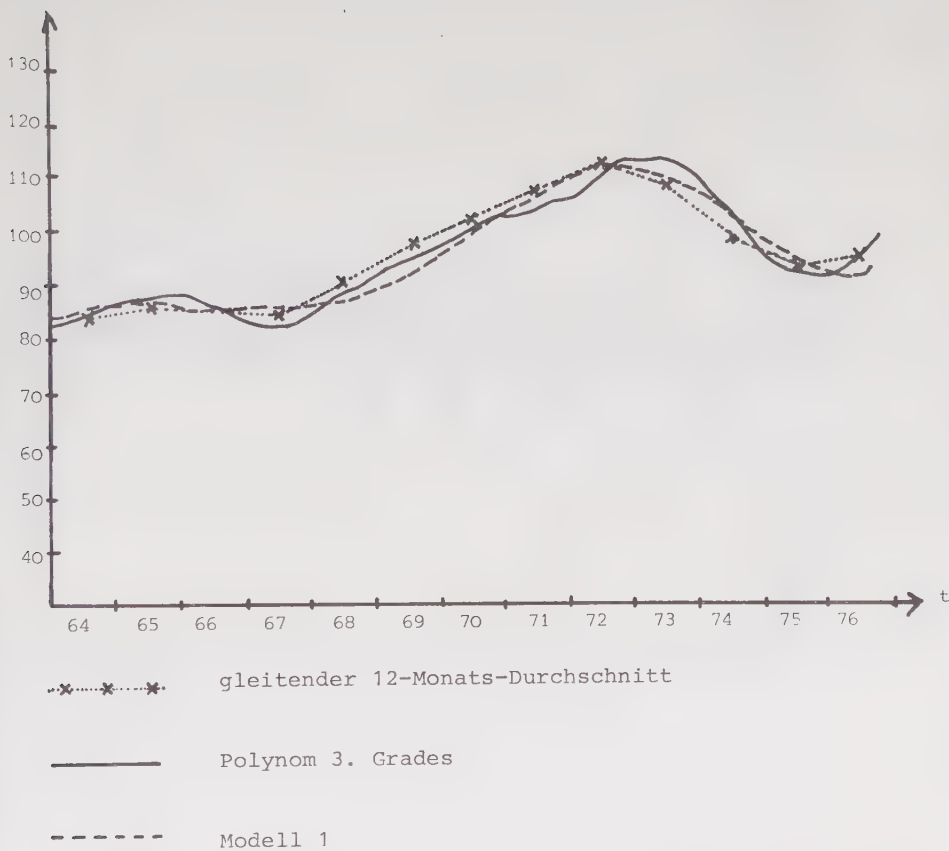


Abbildung 24: Baureihe 2 geglättet mit Modell 6

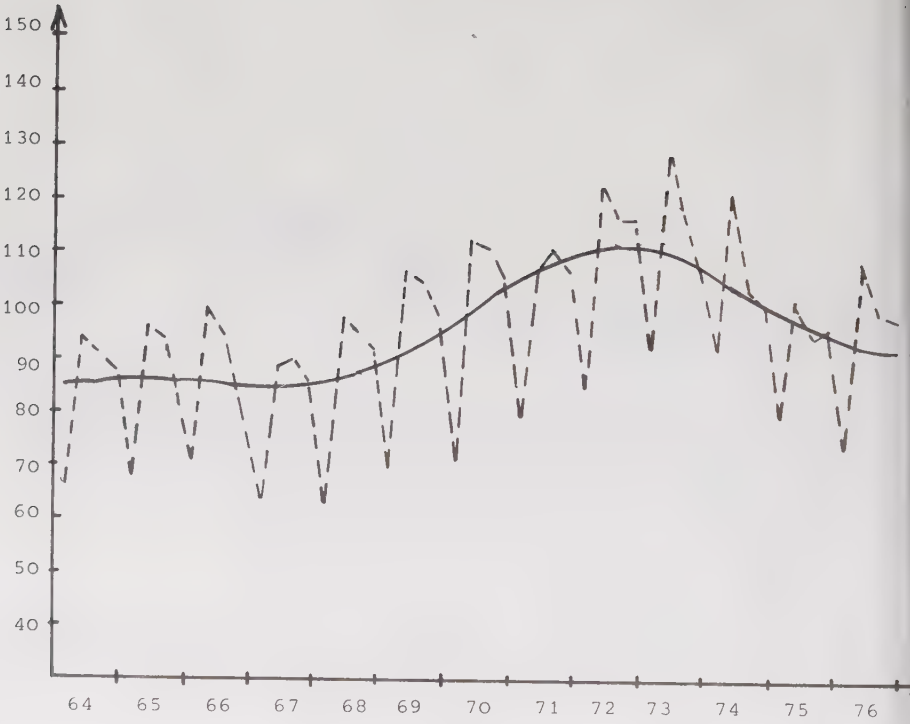


Abbildung 25: Baureihe 3 geglättet mit Modell 6

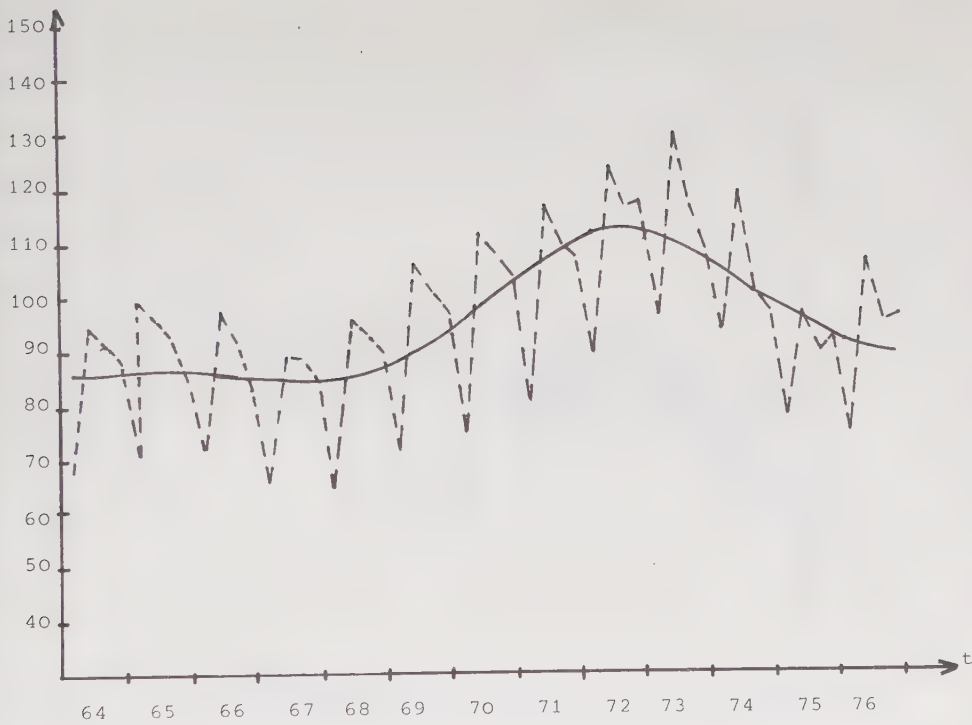


Abbildung 26: Baureihe 4 geglättet mit Modell 6

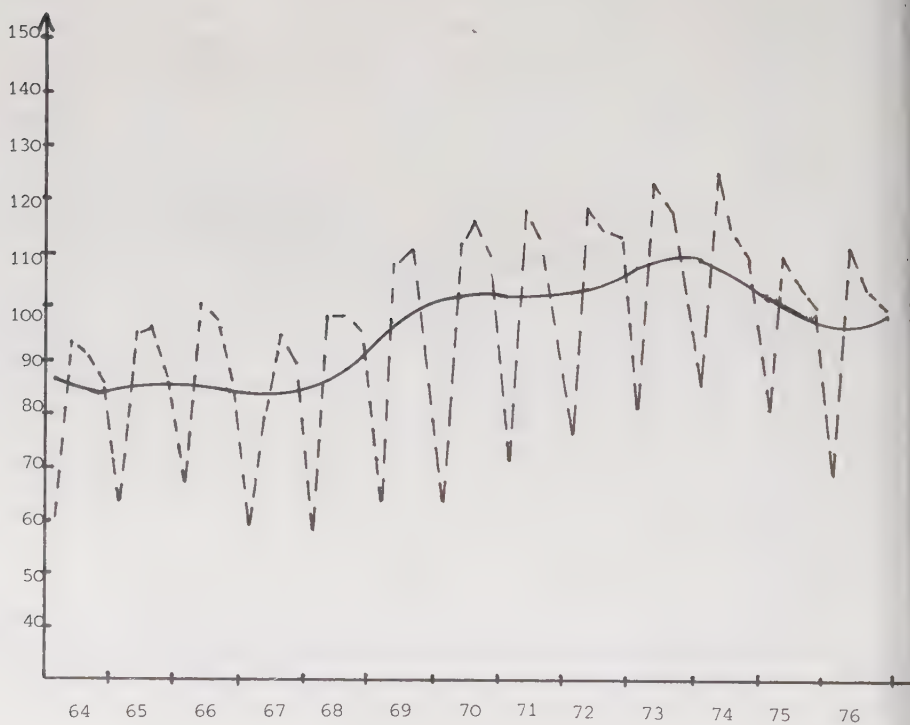


Abbildung 27: Baureihe 5 geglättet mit Modell 6

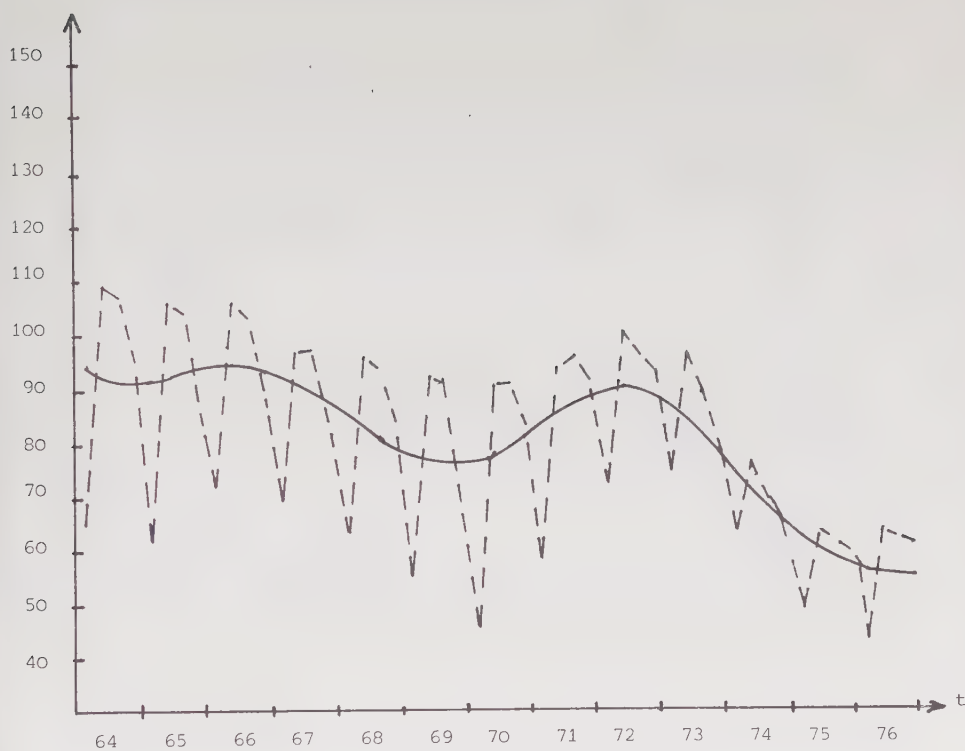


Abbildung 28: Baureihe 8 geglättet mit Modell 6

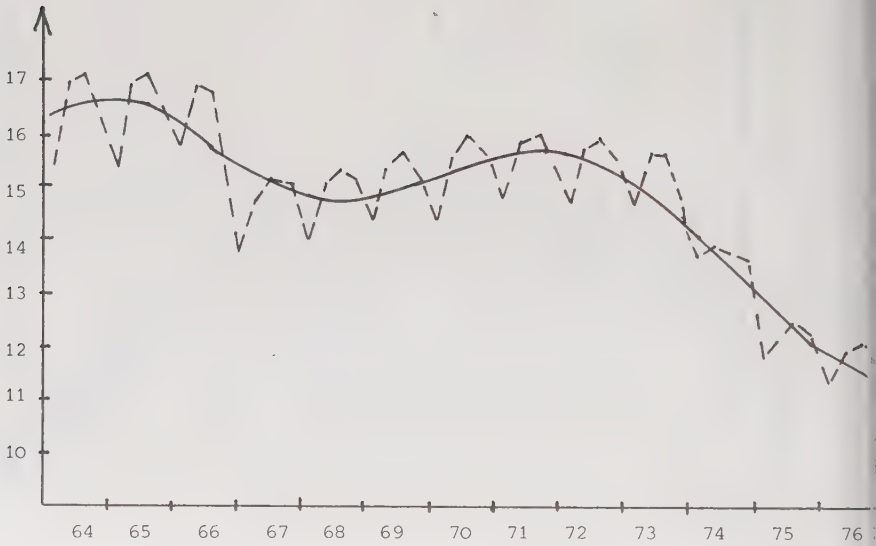


Abbildung 29: Baureihe 19 geglättet mit Modell 6

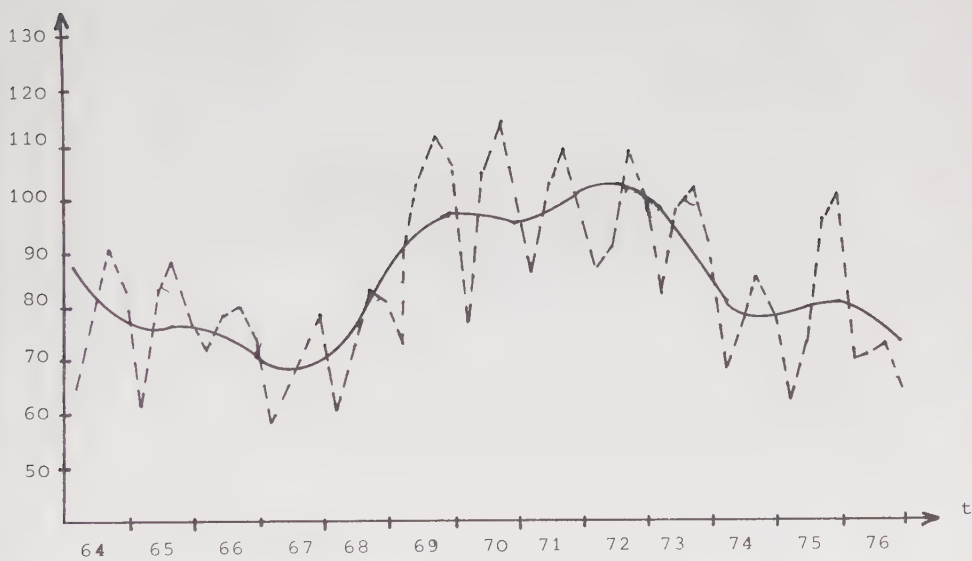


Abbildung 30: Baureihe 20 geglättet mit Modell 6

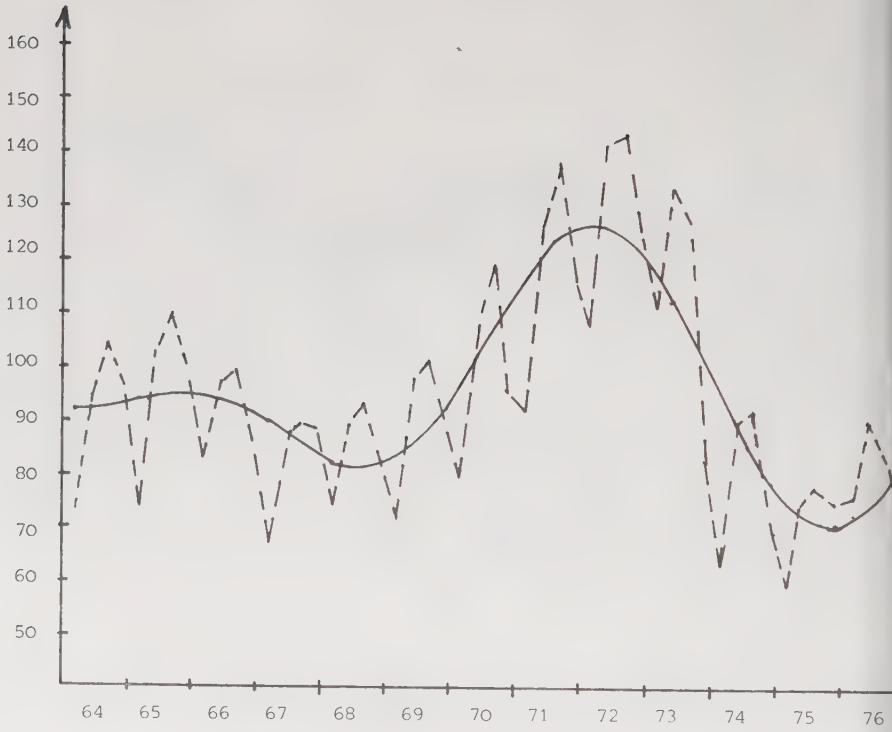
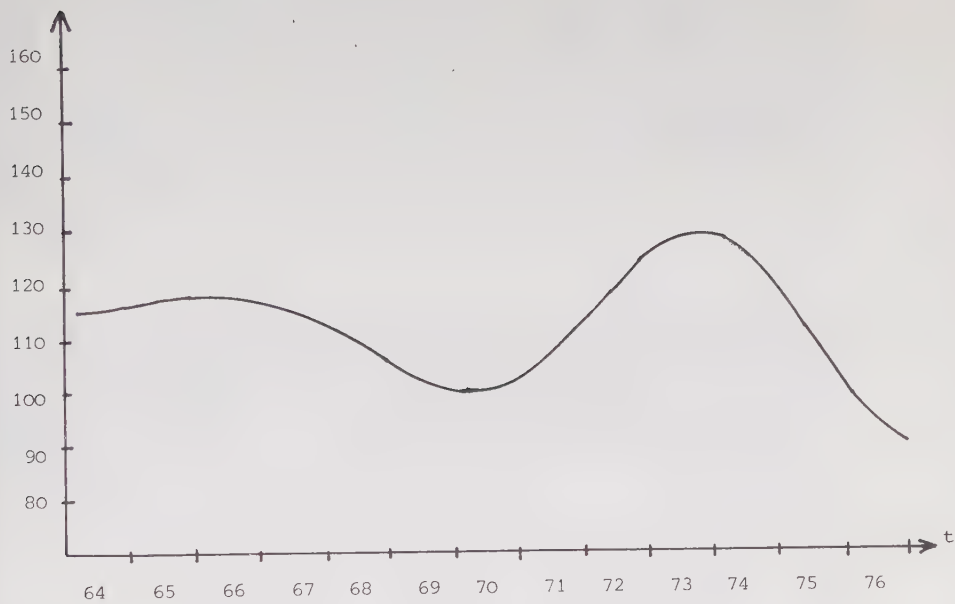


Abbildung 31: Baureihe 21 geglättet mit Modell 6



Anhang 2: Glättung der Reihe der Arbeitslosen in Bauberufen

Neben den im Hauptteil dieser Untersuchung betrachteten Reihen erscheint es wünschenswert, Aufschluß über den konjunkturellen Ablauf innerhalb der Reihe der Arbeitslosen in Bauberufen zu erhalten. Bei den Berechnungen im Hauptteil zeigt sich, daß das angewandte Näherungsverfahren zur Ermittlung der linear-rekursiven Funktionen abhängig ist von dem Wert der gewählten Anfangsvektoren der rekursiven oder charakteristischen Parameter und deren Begrenzungen. Es kann der Fall eintreten, daß nur ein lokales Optimum erreicht wird, und das Näherungsverfahren ist nicht imstande, diesen Punkt zu verlassen.

Die Analyse der Reihe der Arbeitslosen in Bauberufen zeigt noch zusätzliche Schwierigkeiten, welche bei den oben untersuchten Reihen nicht in dem Maße zu verzeichnen waren. Keines der im Hauptteil geschilderten Verfahren zeigt für diese Reihe ein zufriedenstellendes Ergebnis, so daß die genannten Verfahren zur Glättung und Prognose dieser Reihe nicht geeignet sind. Bei dem Modell 6 mit Minimierung der Anpassungsvarianz werden vier Exponentialfunktionen geschätzt. Eine Interpretation der Funktionen einschließlich der zugehörigen Koeffizienten ist nicht möglich. Es können zwei Paare von Funktionen gebildet werden, jedes von ihnen zeigt das Problem der Endanpassung auf. Bis einschließlich dem ersten Quartal 1976 wird ein stetiger Anstieg der Arbeitslosen geschätzt. Konjunkturelle Schwingungen werden nicht erfaßt. Im Gegensatz dazu wird bei einer Glättung mit Modell 6 mit Minimierung der Prognosevarianz die kurzfristige Entwicklung dargestellt. Es werden zwei 9-9 1/2-jährige Zyklen geschätzt, die langfristige Komponente wird in der Konstanten abgebildet.

Um bessere Schätzergebnisse zu erhalten, wird eine Änderung der Anfangsvektoren und deren Begrenzung vorgenommen. Es zeigt sich, daß einige Veränderungen zu einer Unlösbarkeit des Gleichungssystems führen. Bei anderen Modifikationen wird kein besseres Ergebnis erreicht als bei den angeführten Modellversionen. In allen Fällen wird nur ein lokales Optimum erreicht. Dieses Versagen des Näherungsverfahrens kann mit auf dem extremen Verlauf der Reihe der

Arbeitslosen in Bauberufen zurückgeführt werden. Als erstes ist eine starke Saisonabhängigkeit zu bemerken. Zweitens ist nach der Rezession 1966/67 ein enormer Rückgang der Arbeitslosen in Bauberufen bis zum Hochpunkt 1971/72 zu verzeichnen, welcher zu einem ausgesprochenen Mangel an Arbeitskräften geführt hat. Die Rezession des letzten Zyklus hingegen brachte eine Arbeitslosenrate, welche in keinem der vorangehenden Zyklen zu beobachten war. Insbesondere waren von diesem Ansteigen der Arbeitslosen die Beschäftigten im Baugewerbe betroffen.

Bei der Reihe der Arbeitslosen in Bauberufen traten in extremer Weise die Mängel des für die Untersuchung zur Verfügung stehenden Näherungsverfahrens auf. Um eine routinemäßige Anwendung der Zeitreihenglättung mittels linear-rekursiver Funktionen zu erreichen, müßte eine Modifikation des Näherungsverfahrens vorgenommen werden. Es zeigt sich, daß bei Ansätzen, welche nicht mit einem Optimierungsverfahren gelöst werden können, die numerischen Probleme in den Vordergrund treten.

Anhang 3: Geschätzte Funktionen nach Modell 6

Reihe	Funktionen*					
1	$C_0 = 298,829$					
	$A_1 = -61,569$	$r_1 = 0,979$	$\omega_1 = 4,940$	$Zyklusl. = 72,868$		
	$B_1 = -62,885$	$r_1 = 0,979$	$\omega_1 = 4,940$	$Zyklusl. = 72,868$		
	$A_2 = -9,648$	$r_2 = 1,009$	$\omega_2 = 23,638$	$Zyklusl. = 15,229$		
	$B_2 = -2,941$	$r_2 = 1,009$	$\omega_2 = 23,638$	$Zyklusl. = 15,229$		
	$S_1 = -8,892$	$S_2 = 12,511$	$S_3 = -17,639$	$S_4 = 14,021$		
2	$C_0 = 289,055$					
	$A_1 = -34,530$	$r_1 = 0,983$	$\omega_1 = 6,342$	$Zyklusl. = 56,763$		
	$B_1 = -42,411$	$r_1 = 0,983$	$\omega_1 = 6,342$	$Zyklusl. = 56,763$		
	$A_2 = 0,697$	$r_2 = 0,993$	$\omega_2 = 12,648$	$Zyklusl. = 28,463$		
	$B_2 = 18,705$	$r_2 = 0,993$	$\omega_2 = 12,648$	$Zyklusl. = 28,463$		
	$S_1 = -60,151$	$S_2 = 35,416$	$S_3 = 19,207$	$S_4 = 5,528$		
3	$C_0 = 290,856$					
	$A_1 = -25,035$	$r_1 = 0,983$	$\omega_1 = 6,765$	$Zyklusl. = 53,215$		
	$B_1 = -51,133$	$r_1 = 0,983$	$\omega_1 = 6,765$	$Zyklusl. = 53,215$		
	$A_2 = -5,668$	$r_2 = 0,999$	$\omega_2 = 13,358$	$Zyklusl. = 26,949$		
	$B_2 = 16,999$	$r_2 = 0,999$	$\omega_2 = 13,358$	$Zyklusl. = 26,949$		
	$S_1 = -52,566$	$S_2 = 34,763$	$S_3 = 14,332$	$S_4 = 3,472$		
4	$C_0 = 290,281$					
	$A_1 = -18,944$	$r_1 = 0,983$	$\omega_1 = 6,528$	$Zyklusl. = 55,146$		
	$B_1 = -46,007$	$r_1 = 0,983$	$\omega_1 = 6,528$	$Zyklusl. = 55,146$		
	$A_2 = -6,715$	$r_2 = 1,009$	$\omega_2 = 22,845$	$Zyklusl. = 15,758$		
	$B_2 = -3,183$	$r_2 = 1,009$	$\omega_2 = 22,845$	$Zyklusl. = 15,758$		
	$S_1 = -76,961$	$S_2 = 36,943$	$S_3 = 30,015$	$S_4 = 10,003$		

Reihe	Funktionen						
5	$C_0 = 252,844$						
	$C_1 = -0,141$	$\beta_1 = 1,131$					
	$C_2 = 58,265$	$\beta_2 = 0,838$					
	$A_1 = -20,430$	$r_1 = 1,008$	$\omega_1 = 15,449$	Zyklusl. = 23,302			
	$B_1 = 2,454$	$r_1 = 1,008$	$\omega_1 = 15,449$	Zyklusl. = 23,302			
	$S_1 = -62,177$	$S_2 = 31,669$	$S_3 = 27,702$	$S_4 = 2,806$			
6	$C_0 = 252,466$						
	$C_1 = -2,412$	$\beta_1 = 1,078$					
	$C_2 = 33,599$	$\beta_2 = 0,882$					
	$A_1 = -2,332$	$r_1 = 0,990$	$\omega_1 = 16,547$	Zyklusl. = 21,756			
	$B_1 = 18,898$	$r_1 = 0,990$	$\omega_1 = 16,547$	Zyklusl. = 21,756			
	$S_1 = -68,983$	$S_2 = 24,094$	$S_3 = 37,225$	$S_4 = 7,663$			
7	$C_0 = 128,112$						
	$C_1 = -0,000$	$\beta_1 = 1,444$					
	$C_2 = -16,901$	$\beta_2 = 0,606$					
	$A_1 = 10,883$	$r_1 = 1,006$	$\omega_1 = 12,766$	Zyklusl. = 28,200			
	$B_1 = 12,254$	$r_1 = 1,006$	$\omega_1 = 12,766$	Zyklusl. = 28,200			
	$S_1 = -20,099$	$S_2 = 7,685$	$S_3 = 10,977$	$S_4 = 1,437$			
8	$C_0 = 60,964$						
	$C_1 = -6,784$	$\beta_1 = 1,025$					
	$C_2 = -9,340$	$\beta_2 = 0,940$					
	$A_1 = 3,272$	$r_1 = 0,987$	$\omega_1 = 11,492$	Zyklusl. = 31,327			
	$B_1 = 2,308$	$r_1 = 0,987$	$\omega_1 = 11,492$	Zyklusl. = 31,327			
	$S_1 = -2,426$	$S_2 = 0,666$	$S_3 = 1,497$	$S_4 = 0,263$			

Reihe	Funktionen							
9	$C_0 = 1642210,139$							
	$C_1 = -133424,171$	$\beta_1 =$	1,038					
	$C_2 = 105488,777$	$\beta_2 =$	0,920					
	$A_1 = 73670,733$	$r_1 =$	0,988	$\omega_1 =$	13,079	Zyklusl. = 27,526		
	$B_1 = 108360,708$	$r_1 =$	0,988	$\omega_1 =$	13,079	Zyklusl. = 27,526		
	$S_1 = -124410,520$	$S_2 =$	30961,208	$S_3 =$	78817,526	$S_4 =$	14631,787	
10	$C_0 = 2565887,069$							
	$C_1 = -645,513$	$\beta_1 =$	1,135					
	$C_2 = -286851,236$	$\beta_2 =$	0,837					
	$A_1 = 124604,406$	$r_1 =$	0,995	$\omega_1 =$	12,124	Zyklusl. = 29,692		
	$B_1 = 111959,483$	$r_1 =$	0,995	$\omega_1 =$	12,124	Zyklusl. = 29,692		
	$S_1 = -114143,431$	$S_2 =$	40296,826	$S_3 =$	64629,975	$S_4 =$	9216,630	
13	$C_0 = 145249,769$							
	$C_1 = -0,000$	$\beta_1 =$	1,652					
	$C_2 = -38436,764$	$\beta_2 =$	0,486					
	$A_1 = 5466,852$	$r_1 =$	1,025	$\omega_1 =$	13,337	Zyklusl. = 26,993		
	$B_1 = 15365,997$	$r_1 =$	1,025	$\omega_1 =$	13,337	Zyklusl. = 26,993		
	$S_1 = -21717,306$	$S_2 =$	7963,482	$S_3 =$	13976,799	$S_4 =$	-222,975	
16	$C_0 = 2859,628$							
	$A_1 = 591,352$	$r_1 =$	0,986	$\omega_1 =$	9,324	Zyklusl. = 38,612		
	$B_1 = -530,490$	$r_1 =$	0,986	$\omega_1 =$	9,324	Zyklusl. = 38,612		
	$A_2 = -503,376$	$r_2 =$	0,989	$\omega_2 =$	14,464	Zyklusl. = 24,890		
	$B_2 = -74,012$	$r_2 =$	0,989	$\omega_2 =$	14,464	Zyklusl. = 24,890		
	$S_1 = -240,495$	$S_2 =$	2,693	$S_3 =$	173,862	$S_4 =$	63,940	

Reihe	Funktionen				
17	$C_O = 290,076$				
	$A_1 = -24,359$	$r_1 = 1,016$	$\omega_1 = 21,311$	Zyklusl. = 16,892	
	$B_1 = 2,788$	$r_1 = 1,016$	$\omega_1 = 21,311$	Zyklusl. = 16,892	
	$A_2 = 5,673$	$r_2 = 1,027$	$\omega_2 = 24,847$	Zyklusl. = 14,489	
	$B_2 = 16,197$	$r_2 = 1,027$	$\omega_2 = 24,847$	Zyklusl. = 14,489	
	$S_1 = -47,881$	$S_2 = -14,471$	$S_3 = 28,700$	$S_4 = 33,653$	
18	$C_O = 189,532$				
	$A_1 = -44,273$	$r_1 = 0,991$	$\omega_1 = 3,699$	Zyklusl. = 98,131	
	$B_1 = 116,757$	$r_1 = 0,991$	$\omega_1 = 3,669$	Zyklusl. = 98,131	
	$A_2 = 60,673$	$r_2 = 0,969$	$\omega_2 = 13,181$	Zyklusl. = 27,313	
	$B_2 = 35,063$	$r_2 = 0,969$	$\omega_2 = 13,181$	Zyklusl. = 27,313	
	$S_1 = -36,416$	$S_2 = 4,910$	$S_3 = 26,927$	$S_4 = 4,579$	
19	$C_O = 262,032$				
	$A_1 = 19,661$	$r_1 = 0,991$	$\omega_1 = 9,417$	Zyklusl. = 38,228	
	$B_1 = -54,613$	$r_1 = 0,991$	$\omega_1 = 9,417$	Zyklusl. = 38,228	
	$A_2 = -2,412$	$r_2 = 1,000$	$\omega_2 = 27,788$	Zyklusl. = 38,228	
	$B_2 = -15,610$	$r_2 = 1,000$	$\omega_2 = 27,788$	Zyklusl. = 38,228	
	$S_1 = -41,216$	$S_2 = 1,624$	$S_3 = 29,059$	$S_4 = 10,533$	
20	$C_O = 293,858$				
	$A_1 = 23,069$	$r_1 = 0,968$	$\omega_1 = 9,607$	Zyklusl. = 37,471	
	$B_1 = -69,003$	$r_1 = 0,968$	$\omega_1 = 9,607$	Zyklusl. = 37,471	
	$A_2 = -38,363$	$r_2 = 0,998$	$\omega_2 = 14,358$	Zyklusl. = 25,072	
	$B_2 = 34,661$	$r_2 = 0,998$	$\omega_2 = 14,358$	Zyklusl. = 25,072	
	$S_1 = -45,557$	$S_2 = 22,886$	$S_3 = 34,061$	$S_4 = -11,390$	

Reihe	Funktionen					
21	$C_0 =$	335,161				
	$A_1 =$	994,770	$r_1 =$	0,994	$\omega_1 =$	13,031 Zyklusl. = 27,627
	$B_1 =$	934,780	$r_1 =$	0,994	$\omega_1 =$	13,031 Zyklusl. = 27,627
	$A_2 = -$	986,250	$r_2 =$	0,994	$\omega_2 =$	13,092 Zyklusl. = 27,497
	$B_2 = -$	920,031	$r_2 =$	0,994	$\omega_2 =$	13,092 Zyklusl. = 27,497
	$S_1 = -$	208,715	$S_2 =$	-154,392	$S_3 =$	-59,985 $S_4 =$ 423,092
22	$C_0 =$	276,973				
	$A_1 = -$	3,167	$r_1 =$	0,985	$\omega_1 =$	5,965 Zyklusl. = 60,351
	$B_1 = -$	30,772	$r_1 =$	0,985	$\omega_1 =$	5,965 Zyklusl. = 60,351
	$A_2 = -$	26,064	$r_2 =$	0,978	$\omega_2 =$	15,389 Zyklusl. = 23,393
	$B_2 = -$	10,194	$r_2 =$	0,978	$\omega_2 =$	15,389 Zyklusl. = 23,393
	$S_1 = -$	171,852	$S_2 =$	-136,331	$S_3 =$	-78,333 $S_4 =$ 386,516
23	$C_0 =$	226,142				
	$C_1 =$	27,742	$\beta_1 =$	1,037		
	$C_2 = -$	112,541	$\beta_2 =$	0,926		
	$A_1 =$	16,777	$r_1 =$	0,987	$\omega_1 =$	18,706 Zyklusl. = 19,245
	$B_1 =$	31,976	$r_1 =$	0,987	$\omega_1 =$	18,706 Zyklusl. = 19,245
	$S_1 = -$	80,483	$S_2 =$	33,755	$S_3 =$	62,643 $S_4 =$ -15,915
28	$C_0 =$	64277,961				
	$C_1 =$	9,676	$\beta_1 =$	1,302		
	$C_2 =$	132979,613	$\beta_2 =$	0,707		
	$C_3 = -$	4,631	$\beta_3 =$	1,320		
	$C_4 =$	-190994,483	$\beta_4 =$	0,692		
	$S_1 =$	110144,697	$S_2 =$	-34012,823	$S_3 =$	-60709,745 $S_4 =$ -15422,129

Quelle: eigene Berechnung

* C_0 : Konstante

C_j, A_j, B_j : Regressionskoeffizienten

β_j, r_j, ω_j : charakteristische Parameter

S_j : Null-Eins-Saisonkomponenten

Normalform einer Linear-rekursiven Funktion N-ter Ordnung:

$$f(t) = \sum_{j=1}^{N_1} C_j \beta_j^t + \sum_{j=1}^{N_2} r_j^t (A_j \cos \omega_j t + B_j \sin \omega_j t)$$

LITERATURVERZEICHNIS:

- Abels, H. Eine statistische Analyse der Lag-Beziehungen zwischen konjunkturrelevanten, makroökonomischen Zeitreihen für die Bundesrepublik Deutschland, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung, Bd. 77, Meisenheim am Glan 1974.
- Albeck, A. Ein Vergleich der Treffsicherheit deutscher und niederländischer Konjunkturprognosen, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 184, 1970.
- Allen, R. G. D. Mathematische Wirtschaftstheorie, Berlin 1971.
- Anderson, O. P. Some New Time Series Results, in: Metrika, Bd. 23, 1976.
- Anderson, O. sen. Die Korrelationsrechnung in der Konjunkturforschung, in: O. Anderson, Ausgewählte Schriften, Bd. 1, Hrsg. H. Kellerer u. a., Tübingen 1963.
- Anderson, O. sen. Zur Problematik der empirisch-statistischen Konjunkturforschung. Veröffentlichungen der Frankfurter Gesellschaft zur Konjunkturforschung, Heft 1, 1929.
- Anderson, O. jun. Zeitreihenzerlegung vom praktischen Stand der Konjunkturforschung, in: Allgemeines Statistisches Archiv, 42. Band, 1958.
- Aschinger, G. Der Lag und seine Anwendung in ökonomischen Systemen, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 128, 1972.
- Bamberg, G./Opitz, O. Information und Prognose, Schriftenreihe: Quantitative Methoden der Unternehmensplanung, Hrsg. H. Göppl/O. Opitz, Meisenheim am Glan 1975.
- Beckermann, Th. Die Bauwirtschaft, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen, Berlin 1976.
- Berichte der Deutschen Bundesbank, Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 4, Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen, April 1968.
- Bonhoeffer, F. O. Sektorale Auswirkungen von Veränderungen der Nachfragestruktur, Ifo-Studien, 1972, Heft 2.

- Box, G. E. P./
Jenkins, G. M. Time Series Analysis, forecasting and control, San Francisco 1970.
- Brown, R. G. Smoothing, Forecasting and Prediction of Diskrete Time Series, New Jersey 1962/63.
- Bruckmann, G., Hrsg. Langfristige Prognosen. Möglichkeiten und Methoden der Langfristprognostik komplexer Systeme, Würzburg - Wien 1977.
- Bry, G./Boschan, Ch. Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs, Technical Paper 20, New York 1971.
- Burns, A./
Mitchell, W. C. Measuring Business Cycles, NBER, New York 1976.
- Dauten, C. A./
Valentine, L. M. Business Cycles and Forecasting, Cincinnati 1968.
- Donner, O. Die Saisonschwankungen als Problem der Konjunkturforschung, Vierteljahreshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft 6, Hrsg.: Institut für Konjunkturforschung, Berlin 1928.
- Doob, J. L. Stochastic Processes, New York 1967.
- Duesenberry, S. J. Business Cycles and Economic Growth, New York 1958.
- Duwendag, D. Methoden und Determinanten einer Wohnungsbedarfs-, Kosten- und Mietprognose für die Bundesrepublik Deutschland bis 1975, Münster 1970.
- Ecker-Belting, G. Wohnungsbau und Konjunktur, Köln 1953.
- Enquete über die Bauwirtschaft, Hrsg. DIW, Prognos AG, Project-consultat GmbH, Walter Daub, Willy Linkhahn, unter Mitarbeit des Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung, Stuttgart 1973.
- Fellner, W. Trends and Cycles in Economic Activity, New York 1956.
- Fennel, H.-J. Die Spektralanalyse - ein Verfahren zur Untersuchung der Konjunkturschwankungen in ökonomischen Zeitreihen? Eine Analyse makroökonomischer Zeitreihen für die BRD von 1950 bis 1970, Dissertation, Marburg 1976.
- Fischer, Th. Anwendung der univariaten Box-Jenkins-Prognosetechnik auf makroökonomische Prozesse - Erfahrungen und Ergebnisse, Universität Stuttgart, o. Jq.

- Förster, W. Zerlegung und Lösung diskreter ökonomischer Prozeßmodelle, Institut für angewandte Wirtschaftsforschung, Schriftenreihe Bd. 11, Tübingen 1969.
- Förster, W. Prognose und Glättung ökonomischer Zeireihen mittels linear-rekursiver Trendfunktionen, unveröffentlichtes Manuskript der Abteilung für Statistik des Fachbereiches O2 der Philipps-Universität Marburg, 1977.
- Förster, W. „Prognose und Glättung von Zeitreihen mittels linear-rekursiver Funktionen“, unveröffentlichtes Referat der Abteilung für Statistik des Fachbereiches O2 der Philipps-Universität Marburg.
- Fürst, G./Spilker, H. Störungen der kurzfristigen Wirtschaftsbeobachtungen durch jahreszeitliche und andere wiederkehrende Einflüsse, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 4, Jg. 9, 1957.
- Fuller, W. A. Introduction to Statistical Time Series, New York 1976.
- Galler, H. P. Optimale Wirtschaftspolitik mit nichtlinearen ökonomischen Modellen, Spes: Sozialpolitisches Entscheidungs- und Indikatorenproblem, Bd. 8, Frankfurt 1976.
- Garbers, H. Einige Bemerkungen über die Rolle der Spektralanalyse in der empirischen Wirtschaftsforschung, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, Bd. 108, 1972.
- Gerfin, H. Langfristige Wirtschaftsprognose, Tübingen - Zürich 1964.
- Giersch, H./ Borchardt, K., Hrsg. Diagnose und Prognose als wissenschaftliche Methodenprobleme, Schriften des Vereins für Sozialpolitik, N. F. Bd. 25, Berlin 1962.
- Gilchrist, W. Statistical Forecasting, London-New York 1976.
- Gollnick, H. Probleme der Wirtschaftsprognose aus der Sicht des Ökonometrikers, in: Jahrbuch für Sozialwissenschaft, Bd. 16, 1965.
- Graff, P. Die Wirtschaftsprognose, Tübingen 1977.
- Granger, C. W. J. "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable", in: Econometrica, Vol. 34, 1966.

- Granger, C. W. J./
Hatanaka, M. Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton 1964.
- Grenander, U./
Rosenblatt, M. Statistical Analysis of Stationary Time Series, Uppsala 1956.
- Gries van, H.-A. Die Auswirkungen der Saisonschwankungen im Wohnungsbau auf die Gesamtwirtschaft. Eine Multiplikatoranalyse, Schriften des Instituts für Wohnungsrecht und Wohnungswirtschaft der Universität Köln, Tübingen 1960.
- Gröhn, E. Spektralanalytische Untersuchungen zum zyklischen Wachstum der Industrieproduktion in der Bundesrepublik Deutschland 1950-1967 Kieler Studien Bd. 108, Tübingen 1970.
- Haberler, G. Prosperität und Depression, 2. Auflage, Tübingen 1955.
- Hampe, A. Strukturwandlungen in der Wohnungswirtschaft, in: Strukturwandlungen einer wachsenden Wirtschaft, Bd. 2, Schriften des Vereins für Sozialpolitik N. F. Bd. 30, Hrsg. F. Neumark, Berlin 1964.
- Hansen, A. H. Fiscal Policy and Business Cycles, New York 1941.
- Heiler, S. Analyse der Struktur wirtschaftlicher Prozesse durch Zerlegung von Zeitreihen, Dissertation, Tübingen 1967.
- Heiler, S. Theoretische Grundlagen der „Berliner Verfahrens“, in: Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 1, 1970: Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenanalyse, Hrsg. W. Wetzel.
- Heiler, S. Wirtschaftsprognosen auf der Grundlage der Theorie schwach stationärer Prozesse, Meisenheim am Glan 1971.
- Hilber, G. Mittelfristige Prognose mit Hilfe der Indikatormethode, in: Prognoserechnung, Hrsg. P. Mertens, 2. Aufl., Würzburg - Wien 1975.
- Hoffmann, U. Analysevorschlagn 1: Die Kostenmiete im öffentlich geförderten sozialen Wohnungsbau, Forschungsauftrag des Bundesministers für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau, Teil II: Vorschläge für laufende Analysen der Bautätigkeitsstatistik zum Zwecke der Bau- und Konjunkturpolitik, der Regionalplanung und Raumforschung, Forschungsbeauftragter: Statistisches Bundesamt 1976.

- Hopp, R. Initialzündungen und konjunkturelle Aufschwungswirkungen in den drei Wachstumszyklen seit 1954, in: Konjunkturpolitik, 14. Jg., 1968, Heft 3.
- Hopp, R. Schwankungen des wirtschaftlichen Wachstums in Westdeutschland 1954-1967, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd. 3, Meisenheim am Glan 1969.
- Hoppmann, E. Die Periodenanalyse als Theorie der volkswirtschaftlichen Dynamik, Volkswirtschaftliche Schriften Heft 20, Berlin 1956.
- Hujer, R./Cremer, R. Methoden der empirischen Wirtschaftsforschung, WiSo-Kurzlehrbücher, München 1978.
- Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung Kostenstruktur und Preisentwicklung in der Bauindustrie, München 1963.
- Janke, R. Die Bauwirtschaft im Konjunkturzyklus. Eine Untersuchung über die zeitliche Abfolge des Konjunkturprozesses in der Bauwirtschaft der Bundesrepublik Deutschland (einschließlich Westberlin) in den Jahren 1962 bis 1973, unveröffentlichte Studie im Auftrag des Statistischen Bundesamtes.
- Janke, R. Analysevorschlag 2: Die Bauwirtschaft im Konjunkturzyklus - Untersuchung über die zeitliche Abfolge des Konjunkturprozesses in der Bauwirtschaft 1962-1975 - , Forschungsauftrag des Bundesministers für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau, Teil II: Vorschläge für laufende Analysen der Bautätigkeitsstatistik für Zwecke der Bau- und Konjunkturpolitik, der Regionalplanung, Forschungsbeauftragter: Statistisches Bundesamt, 1977.
- Karr, W. Probleme der Saisonbereinigung bei trendabhängiger Saisonkomponente. Dargestellt am Beispiel der Statistiken der Arbeitslosen und der offenen Stellen, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 8. Jg., 1975.
- Kendall, M. G./Stuart, A. The Advanced Theory of Statistics. Volume 3, London 1966.
- Kendall, M. G. Time Series, London 1973.
- Kiener, E. Kybernetik und Ökonomie, Bern - Stuttgart 1973.

- Kirner, W. Das Bauvolumen der Jahre 1950 bis 1960 in der Bundesrepublik und seine Finanzierung unter besonderer Berücksichtigung des Beitrages öffentlicher Stellen, DIW-Sonderheft NF Nr. 57, Berlin 1961.
- Kleinerwerfers, H. Die Konjunkturprognose des Sachverständigenrates zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, in: Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft, Bd. 126, 1970.
- König, H./Wolters, J. Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen, Meisenheim am Glan 1972.
- Kopf, J. Kybernetische Wirtschaftspolitik. Zur Anwendung kybernetischer Methoden in der Theorie der Wirtschaftspolitik, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd. 115, Meisenheim am Glan 1977.
- Krelle, W. Grundlinien einer stochastischen Konjunkturtheorie, in: Konjunktur- und Beschäftigungstheorie, Hrsg. W. Weber, 2. Auflage, Köln - Berlin 1969.
- Lange, O. Einführung in die ökonomische Kybernetik, Tübingen 1970.
- Lauenstein, H. Statistische Probleme bei Saisonschwankungen, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd. 32, Meisenheim am Glan 1969.
- Lhotzky, P. Wohnungswirtschaft und Konjunktur, Dissertation, München 1959.
- Leonhard, W. Statistische Analyse linearer Regelsysteme, Teubner Studienbücher Elektrotechnik, Stuttgart 1973.
- Logsch, H. Mehrgrößenregelung makroökonomischer Systeme. Anwendung regelungstheoretischer Verfahren zur Stabilisierung von Wirtschaftswachstum und Preisniveau in einem integrierten Konjunktur- und Wachstumsmodell, Karlsruher Beiträge zur Wirtschaftspolitik und Wirtschaftsforschung Heft 5, Hrsg. R. Funck, Karlsruhe 1975.
- Lorenz, L. Der Trend, Vierteljahreshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft 31, Hrsg. Institut für Konjunkturforschung, Berlin 1931.
- Lowinski, L. Grundlagen, Zielsetzungen und Methoden der Wohnungspolitik in der sozialen Marktwirtschaft, Köln 1964.

- Lucadou von, E. Struktur und Probleme des Bauhauptgewerbes, Wiesbaden 1966.
- Lüdecke, D. Strukturveränderungen des Investitionsverhaltens im Konjunkturverlauf, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik Bd. 188, 1974.
- Lutz, F. A. Das Problem der Wirtschaftsprognosen, Tübingen 1965.
- Matthews, R. C. O. Konjunktur, München 1973.
- Menges, G. Wie gut sind Prognosen?, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 7. Jg., 1974.
- Mintz, J. Dating postwar business cycles: Methods and their application to Western Germany, 1950-1967, New York 1969.
- Mitchell, W. C. What Happens During Business Cycles, second printing, New York 1961.
- Mitchell, W. C. Business Cycles: The Problem and Its Setting, NBER, New York 1927.
- Moore, G. H. Forecasting Short-Time Economic Change, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 64, 1969.
- Morgenstern, O. Wirtschaftsprognose, Wien 1928.
- Morgenstern, O. A New Look at Economic Time Series Analysis, in: Money, Growth, and Methodology and other Essays in Economics, Edited by H. Hegeland, Lund 1961.
- Naeve, P. Spektralanalytische Methoden zur Analyse von ökonomischen Zeitreihen, Würzburg 1969.
- Neubohn, H.-J./ Seifert, U. Bauwirtschaft, Deutscher Sparkassenverlag, Stuttgart 1976.
- Newbold, P./ Granger, C. W. J. Experience with forecasting univariate time series and the combination of forecasts, in: Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Vol. 137, 1974.
- Newbold, P./ Granger, C. W. J. Forecasting Economic Time Series, New York 1977.
- Nourney, M. Methode der Zeitreihenanalyse, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 1, 1973.

- Nourney, M. Weiterentwicklung des Verfahrens der Zeitreihenanalyse, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 2, 1975.
- Nourney, M. Methodische Probleme der Zeitreihenanalyse, in: Allgemeines Statistisches Archiv, 1976, Heft 2.
- Nullau, B. Das „Berliner-Verfahren“, Ein Beitrag zur Zeitreihenanalyse. DIW Beiträge zur Strukturforchung, Heft 7, Berlin 1969.
- Oh, Kwang-Uh Methoden und Ergebnisse der Langfristprognose, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd. 104, Meisenheim am Glan 1976.
- Ott, A. E. Einführung in die dynamische Wirtschaftstheorie, Göttingen 1963.
- Oswald, E. Möglichkeiten und Grenzen der spektralanalytischen Untersuchung ökonomischer Zeitreihen, Dissertation, Mainz 1976.
- Pfanzagl, H. Über die Zerlegung statistischer Reihen, in: Metrika, Bd. 1, 1958.
- Pretschker, U. Wettbewerbspolitische Beurteilung der öffentlichen Nachfrage nach Bauleistungen, Dissertation, Marburg 1976.
- Rehm, H. „Strukturkrise des Bauspargeschäfts“, in: Konjunkturpolitik, Zeitschrift für die angewandte Wirtschaftsforschung, Berlin, 24. Jg., 1978.
- Rosanow, J. A. Stochastische Prozesse, Berlin 1975.
- Schäffer, K. O./Wetzel, W. Vergleich der „Census-Methode“ und des „Berliner-Verfahrens“, in: Konjunkturpolitik, Berlin, 17. Jg., 1971.
- Schiltknecht, E./Stopper, P. Die kurzfristigen Bestimmungsgründe der Wohnbautätigkeit, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 108. Jg., 1972.
- Schips, B. Lag-Hypothesen in makroökonomischen Konjunkturmodellen, in: Wachstumszyklen, Hrsg. A. E. Ott, Schriften des Vereins für Socialpolitik NF Bd. 71, Berlin 1973.
- Schöpf, A. Das Prognoseproblem in der Nationalökonomie, Berlin 1966.

- Schumpeter, J. A. Konjunkturzyklen, Bd. 1 und Bd. 2, Göttingen 1961.
- Seitz, T. Die Entwicklung der Konjunkturtheorie seit den "Contributions" von Hicks, in: Wachstumszyklen, Hrsg. A. E. Ott, Schriften des Vereins für Socialpolitik, NF Bd. 71, Berlin 1973.
- Slutsky, E. The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes, *Econometrica*, Vol. 5, 1937.
- Sobotschinski, A. Rezessionen in der Wohnungswirtschaft, Schriftenreihe des Instituts für Städtebau, Wohnungswirtschaft und Bausparwesen E. V. (Arnold-Knoblauch-Institut) Bd. 12, Bonn 1967.
- Spiethoff, A. Boden und Wohnung, Jena 1934.
- Spiethoff, A. Die wirtschaftlichen Wechsellagen, Bd. 1, Tübingen 1955.
- Starbatty, J. Konjunktur und Konjunkturpolitik im letzten Jahrzehnt, in: Die konjunkturpolitischen Lehren des letzten Jahrzehnts, Konjunkturpolitik, Zeitschrift für angewandte Konjunkturforschung, Beiheft 24, Berlin 1977.
- Statistisches Bundesamt
Forschungsbeauftragter Aufbau eines Statistischen Informationssystems der laufenden Bautätigkeitsstatistik, Forschungsauftrag des Bundesministers für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau, 1975, bearbeitet unter wissenschaftlicher Leitung von A. Sobotschinski.
- Stekler, H. O./
Shepsman, M. Forecasting with an index of leading series, in: Journal of the American Statistical Association, Bd. 68, 1973.
- Stumpff, K. Grundlagen und Methoden der Periodenforschung, Berlin 1937.
- Teis, W. Ein Ansatz zur Quantifizierung internationaler Konjunkturphänomene dargestellt anhand der wirtschaftlichen Entwicklung der EG-Staaten und deren Haupthandelspartner, Schriften zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung Bd. 117, Meisenheim am Glan 1977.
- Theil, H. Economic Forecasts and Policy, Amsterdam 1961.
- Tichy, G. Empirische und theoretische Überlegungen zur neuen Form der Konjunkturschwankungen, in: Wachstumszyklen, Hrsg. A. E. Ott, Schriften des Vereins für Socialpolitik NF Bd. 71, Berlin 1973.

- Tichy, G. Konjunkturschwankungen, Berlin 1976.
- Tiede, M. Die Problematik der Ausschaltung von Saisonschwankungen aus wirtschaftsstatistischen Zeitreihen, Institut für international vergleichende Wirtschafts- und Sozialstatistik an der Universität Heidelberg, Bd. 6, Freiburg i. Br., o. Jg.
- Tintner, G. Einige Aspekte der statistischen Behandlung ökonomischer Zeitreihen, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 190, 1976.
- Vomfelde, W. Langfristige Wandlungen im Konjunkturtyp und ihre Erklärung, Dissertation, Hamburg 1971.
- Vosgerau, H.-J. „Konjunkturtheorie“, in: Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften, Bd. 4, 1978.
- Wagemann, E. Konjunkturlehre, Berlin 1928.
- Wagner, A. Die Wachstumszyklen in der Bundesrepublik Deutschland, Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung Tübingen, Schriftenreihe Bd. 21, Tübingen 1972.
- Weichselberger, K. Über eine Theorie der gleitenden Durchschnitte und verschiedene Anwendungen dieser Theorie, in: Metrika, Bd. 8, 1964.
- Westerhoff, H.-D. Prognosemodell für die vierteljährlichen gewerblichen Bauinvestitionen, in: Mitteilungen des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung, 1974.
- Wetzel, W. Statistische Methoden der Zeitreihenanalyse und ihre praktischen Anwendungsmöglichkeiten, in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 53, 1969.
- Wetzel, W. Bemerkungen zur Saisonbereinigung von ökonomischen Zeitreihen, in: Metrika, Bd. 17, 1971.
- Zavlaris, D. Die Subventionen in der Bundesrepublik Deutschland seit 1951. Eine Untersuchung ihres Umfangs, ihrer Struktur und ihrer Stellung in der Finanz- und Volkswirtschaft, DIW-Beiträge zur Strukturforschung, Heft 14, 1970.

Finanzberichte der Bundesregierung: 1974, 1975, 1976, 1977.

Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 22. Jg. Nr. 3, März 1970.

Hrsg. Statistisches Bundesamt:

- Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland
1976 und 1977
- Wirtschaft und Statistik 1963-1976
- Fachserie E: Bauwirtschaft, Bautätigkeit, Wohnungen: Reihe 1:
Ausgewählte Zahlen für die Bauwirtschaft, 1962-
1976
- Ausgewählte Zahlen für die Bauwirtschaft, 1977
- Indikatoren der Wirtschaftsentwicklung.

LEBENS LAUF

11. Nov. 1951 : geboren in Siegen

Vater : Wilhelm Bald, Postinspektor

Mutter : Elfriede Bald, geb. Hallenberger

1958 bis 1965 : Volksschule in Siegen

1965 bis 1970 : Jung-Stilling-Gymnasium in Hilchesbach
(Aufbaugymnasium)

Juli 1970 : Reifeprüfung

1970 bis 1974 : Volkswirtschaftsstudium in Marburg

Dezember 1974 : Diplomprüfung

Januar 1975-Dezember 1977: Wissenschaftliche Hilfskraft in der
Abteilung für Statistik des Fachbe-
reichs Wirtschaftswissenschaften
der Philipps-Universität Marburg

Seit Januar 1978 : Wissenschaftliche Angestellte in der
Abteilung für Statistik des Fachbe-
reichs Wirtschaftswissenschaften der
Philipps-Universität Marburg

Februar 1980 : Promotion zum Dr. rer. pol.

